RIODICAL Inter-Amer. Trop. Tuna Comm.
Bulletin
LIBRARY
JUN 16 1960
FISH & WILDLIFE SERVICE
4(3)
IC
IB
4(3

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín
Vol. IV, No. 3

A STUDY OF MEASURES OF POPULATION DENSITY AND OF CONCENTRATION OF FISHING EFFORT IN THE FISHERY FOR YELLOWFIN TUNA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, IN THE EASTERN TROPICAL PACIFIC OCEAN, FROM 1951 TO 1956

UN ESTUDIO SOBRE LA DENSIDAD DE LA POBLACION Y CONCENTRACION DEL ESFUERZO DE PESCA EN LA PESQUERIA DEL ATUN ALETA AMARILLA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL TROPICAL, DE 1951 A 1956

by — por
RAYMOND C. GRIFFITHS

La Jolla, California
1960

INTER-AMERICAN TROPICAL TUNA COMMISSION
COMISION INTERAMERICANA DEL ATUN TROPICAL

Bulletin — Boletín
Vol. IV, No. 3

A STUDY OF MEASURES OF POPULATION DENSITY AND OF CONCENTRATION OF FISHING EFFORT IN THE FISHERY FOR YELLOWFIN TUNA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, IN THE EASTERN TROPICAL PACIFIC OCEAN, FROM 1951 TO 1956

UN ESTUDIO SOBRE LA DENSIDAD DE LA POBLACION Y CONCENTRACION DEL ESFUERZO DE PESCA EN LA PESQUERIA DEL ATUN ALETA AMARILLA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL TROPICAL, DE 1951 A 1956

by — por
RAYMOND C. GRIFFITHS

La Jolla, California
1960

CONTENTS — INDICE

ENGLISH VERSION — VERSION EN INGLES

Page

SUMMARY 41

INTRODUCTION 44

THE DATA 46

Source and extent 46

Routine processing 47

METHODS 48

Some theoretical considerations 48

Treatment adopted 53

Limitations 56

RESULTS AND DISCUSSION 58

FIGURES — FIGURAS 71

TABLES — TABLAS 93

SPANISH VERSION — VERSION EN ESPAÑOL

Página

SUMARIO 99

INTRODUCCION 102

LOS DATOS 104

Su fuente y extensión 104

Procedimiento rutinario con los datos 106

METODOS 108

Algunas consideraciones teóricas 108

Tratamiento adoptado 113

Limitaciones 116

RESULTADOS Y DISCUSION 119

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA 134

A STUDY OF MEASURES OF POPULATION DENSITY AND OF CONCENTRATION OF FISHING EFFORT IN THE FISHERY FOR YELLOWFIN TUNA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, IN THE EASTERN TROPICAL PACIFIC OCEAN, FROM 1951 TO 1956

by

Raymond C. Griffiths

SUMMARY

This study shows how the catch and effort statistics, from 1951 to 1956, of the fishery for yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, in the Eastern Tropical Pacific Ocean, have been used to compute: (i) two indices of average population density; (ii) an index of concentration of effort on areas of greatest density of available yellowfin. These three indices were then used to determine: (i) quarterly and annual variation in each of them; (ii) the relationship between the two indices of density; (iii) the relationship of each of the indices to the number of exploited one-degree rectangles. To remove extreme sampling variation at low levels of effort, the data from all one-degree rectangles subjected to less than five logged days' fishing in a quarter were eliminated, and the computations were repeated for comparison with those of the original data.

The index of density, unweighted by the area of the fishery, is more variable than the index so weighted, before and after elimination of data from one-degree rectangles with low fishing effort.† Nevertheless, both indices had relatively high values in 1951, which declined to a low level in 1953 and subsequently increased to a second peak in 1955, declining again in 1956. The coefficients of variation (C), using quarterly data, are: 0.44 (BE, unweighted) and 0.39 (BE, weighted); 0.45 (AE, unweighted) and 0.36, (AE, weighted). The respective variances of the logarithms (s^2logs) of the quarterly values of the indices, which are another measure of relative variation, are: 0.031 (BE) and 0.029 (BE); 0.032 (AE) and 0.027 (AE).

---

† When they occur together in the text, the statistics of the two series of data, before and after elimination, are marked by the respective symbols (BE) and (AE). In the notation of the Figures and Tables, "a" is used to denote results before elimination, "b" for results after elimination, and "ab" when both kinds of result are together.

The concentration index is less variable than either index of density. Although this index, like those of density, has high values in 1951 and 1955, there is no obvious decrease in the intervening years. The coefficients of variation are 0.26 (BE) and 0.24 (AE). A new area, the 14-fathom spot (Figure 1), was exploited in 1953:4.† In 1954:1 it was exceptionally productive of yellowfin, which greatly affected the concentration index in that quarter. Consequently, the index was modified by omitting data from south of 5°S in 1954:1; after this modification the coefficient of variation becomes 0.21 (BE) and 0.18 (AE).

There is a correlation coefficient (r) of $+0.75^{**}$ (BE)‡ and $+0.84^{**}$ (AE) between the two indices of density. This relationship is best described by a straight line. The coefficient of regression (b) of the unweighted index on the weighted index is 1.70^{**} (BE) and 1.27^{**} (AE). The corresponding annual correlation coefficient is 0.98^{**} (BE) and 0.99^{**} (AE), and the annual regression coefficient is 1.67^{**} (BE) and 1.26^{**} (AE). The regression coefficient is the average concentration index for the six-year period considered. The confidence limits of b are given in all cases.

One density index can be predicted from the other, but, because it is usually preferable to predict the weighted index from the more easily computed unweighted index, the regression should be of the weighted index on the unweighted. This regression coefficient is 0.62^{**} (BE) and 0.82^{**} (AE), for the quarterly data. The confidence limits, which increase with X, are given by other slopes. Thus the 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at each X value are defined by the slopes $0.62^{**} \pm 0.07$ (BE) and $0.82^{**} \pm 0.07$ (AE). The 95 per cent fiducial limits of the individual Y values at each X value, are given by the slopes $0.62^{**} \pm 0.33$ (BE) and $0.82^{**} \pm 0.34$ (AE).

The annual regression coefficient for prediction purposes is 0.60^{**} (BE) and 0.80^{**} (AE). The 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at each X value are given by the slopes $0.60^{**} \pm 0.05$ (BE) and $0.80^{**} \pm 0.05$ (AE); the 95 per cent fiducial limits to individual Y values at specified X values are given by the slopes $0.60^{**} \pm 0.12$ (BE) and $0.80^{**} \pm 0.12$ (AE).

The correlation between the concentration index and the number of exploited one-degree rectangles, N, is $r = -0.0033$ (BE) and -0.19 (AE). The point for 1954:1 is markedly divergent, however, owing to the effect

---

† This notation for year and quarter is used hereafter, unless otherwise stated.

‡ The null hypothesis tested is that ρ and β (population correlation and regression coefficients, respectively) are zero. Significance at $.01 < P < .05$ is indicated by one asterisk and at $P < .01$ by two asterisks, superscribed to the given coefficient.

on the concentration index of the newly exploited aggregations of yellowfin south of 5°S. Consequently, by omitting these data (from south of 5°S), the correlation is improved: $r = -0.31$ (BE) and -0.22 (AE). The corresponding annual values also show improvement, though they do not reach the .05 level of significance: $r = -0.11$ (BE) and -0.20 (AE), and after modification of 1954:1, $r = -0.53$ (BE) and -0.67 (AE).

The correlation between the weighted index of density and the number of exploited one-degree rectangles is $r = -0.44^*$ (BE) and -0.40^* (AE). Annual values give correlations of $r = -0.94^{**}$ (BE) and -0.87^* (AE).

The correlation between the unweighted index and the number of exploited one-degree rectangles is $r = -0.50^*$ (BE) and -0.44^* (AE), for quarterly values. For the annual values $r = -0.94^{**}$ (BE) and -0.92^{**} (AE).

Elimination of data from one-degree rectangles subjected to less than five logged days' fishing per quarter involved eliminating 2 per cent of the catch, 4 per cent of the effort, and 48 per cent of the one-degree rectangles, on the average. There are therefore changes in the numerical values of the indices: on the average, the unweighted index of density is increased 2.5 per cent; the weighted index is increased 35 per cent; and the concentration index is decreased 25 per cent.

The quarter-to-quarter distributions of catch-per-standardized-day's-fishing averages by one-degree rectangles display the general shifts of the fishery. Although these changes are apparent in the Figures, caution is needed in their interpretation. The important fishing areas are:

First quarter: Off Central Mexico, Central America, northern South America, and the Revillagigedo Islands.

Second quarter: As in the first quarter, but with a shift towards the local banks (off Lower California), and with a prominent fishery in the region of the Gulf of Panama.

Third quarter: Principally on the local banks, and off Ecuador and Peru (the Guayaquil bank and ridge).

Fourth quarter: Much as in the third quarter, but probably less specific as to area.

INTRODUCTION

The fishery for yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus*, in the Eastern Tropical Pacific Ocean is conducted concurrently with that for the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*), the same fleet exploiting both species more or less impartially. Consequently, it is difficult to draw conclusions from the study of the yellowfin fishery without considering the effects of the skipjack fishery. Because of this limitation some of the conclusions with respect to the yellowfin are tentative.

Throughout this study the names *yellowfin* and *skipjack* are used specifically, whereas *tuna* alone is used to mean both species.

The fishery extends about two hundred miles offshore between 30°N and about 10°S. Fishing is also conducted around islands (e.g. Revillagigedo, Clipperton, Cocos, and Galapagos) several hundred miles from the mainland (Figure 1). The reason for the aggregation of tuna around these islands is not yet satisfactorily understood (Schaefer, 1958).

The structure of the yellowfin tuna population in the Eastern Tropical Pacific Ocean has not yet been determined, though it is thought that subpopulations do exist. Morphometric studies have shown no evidence, however, of such sub-populations (Broadhead, 1959). There is adequate evidence from morphometric studies to separate yellowfin in the Eastern Tropical Pacific Ocean from those of other regions of the Pacific Ocean (Godsil and Greenhood, 1951; Schaefer, 1952; Royce, 1953).

The fishery for yellowfin tuna chiefly exploits fish of lengths less than one meter. R. C. Hennemuth (personal communication) has shown that the lengths of the smallest fish taken are distributed (with a bias due to the rejection of fish below the legal size limit) about a modal value of 50-60 cm. After one year these yellowfin grow to lengths distributed about a modal value of 80-90 cm., and one year later this mode has progressed to about 120 cm. Schaefer and Marr (1948) found three similar modes in yellowfin sampled off Central America. The smallest modal group may represent fish as young as one year or as old as two years, one year being the more probable age. It is, therefore, thought that the fishery depends principally upon one-, two-, and three-year-old fish.

The baitboats are the dominant element of the tuna fishing fleet. These clippers catch bait (anchoveta, various other anchovies, sardines and herring, mainly) and keep it alive in circulating sea water in wells; these are separate box-like spaces, about ten in number below the main deck, which can be refrigerated. Astern opening on to the upper deck are two or three small wells, called boxes, in which bait is also kept. These are replenished from below, making room at the same time for freshly

caught tuna which are brine-frozen in the wells. When a school of tuna is sighted the boat approaches it, and a "chummer," standing on the upper stern deck, under a protective canopy, throws the live bait, called "chum," to encourage the school to come to the surface to bite and to remain near the boat. The fishermen, standing in racks hung over the stern and aft port side, catch the tuna by pole and line with an artificial lure, or, if the tuna do not bite well, with a live-baited hook. In neither case is the hook barbed; this facilitates the removal of the fish. Sometimes the tuna bite so actively that each fisherman may catch a one-pole fish every few seconds; thus a boat may catch ten to twenty tons in an hour. But much depends on the behavior of the tuna, the bait and its condition, as well as other factors which will be discussed later. When the yellowfin are bigger (the skipjack seldom exceed 20 lbs.), two, three, or four (very rarely five) men together may manipulate their poles and lines each of which is connected by a swivel to a single wire leader with one hook. In this way, yellowfin weighing from fifty to two-hundred pounds are successfully brought aboard. However, few schools of three- to five-pole yellowfin have been seen in recent years. This is probably due to the effects of the fishery on the stocks of yellowfin (Broadhead, 1957).

The boats are organized into code-groups (though some fish independently) the masters of which maintain a system of mutual information on fishing conditions and prospects. There is little cooperation between groups owing to competitive ownership. For a full account of this fishery reference should be made to Godsil (1938), and Shimada and Schaefer (1956).

Associated with the baitboats is the smaller element of the fleet, the purse-seiners. Most of their effort on the tuna is made in the first two quarters of the year. In the last two quarters many of the purse-seiners turn chiefly to sardine fishing. Scofield (1951) gives a full description of the purse-seine fishery for tuna, the statistics of which are not included in this study.

The primary aim of this study is to compute indices of population density and an index of concentration of effort on areas of greatest yellowfin density, in the Eastern Tropical Pacific Ocean, and to show their quarterly and annual variation. Additionally, the relationship between each of these indices and the extent of the fishery, as measured by the number of one-degree rectangles exploited, is examined. The secondary aim is the representation of the yellowfin fishery by quarterly distributions of catch-per-unit-of-effort averages by unit areas (one-degree rectangles).

A study by Shimada and Schaefer (1956) shows changes in effort, abundance, and yield, for the yellowfin and skipjack fisheries of the Eastern Tropical Pacific Ocean, up to 1954. Shimada (1958) charted the

geographical distribution of catches of both species from the same region for the years 1952 to 1955. These authors did not examine quarterly changes. Gulland (1955, 1956) formulated methods similar to those used herein for the plaice and haddock fisheries of the North Sea.

Although some tunaboat masters have kept good records for many years, extensive logging of catch and effort only began in 1951, when the fleet was provided with Commission logbooks. The present study includes only the years 1951 to 1956.

THE DATA

Source and extent

The Commission logbooks are the source of information used in this study; at present over 90 per cent of all vessels maintain them. The available data before 1951 are from too few boats to be of use in this analysis.

Because purse-seiners (with a few exceptions) do not exploit the yellowfin throughout the year, and owing to the difficulty of transforming the effort of the two types of gear into compatible units, it was considered better to use only the data from baitboats. Being the dominant element of the fleet (for the years 1951 to 1956, there have been between 160 and 225 baitboats and between 50 and 78 seiners operating), the use of baitboat statistics alone should not lead to any extreme errors. The baitboats exploit all areas fished by the purse-seiners, with one possible exception, the Gulf of California, which the baitboats fish irregularly. On the average, the baitboats of the California-based fleet catch three to four times as much yellowfin as the purse-seiners.

Although most of the baitboats operate out of ports in southern California, a few are based in Peru and Puerto Rico. The data from these latter sources have been included in the tabulations since 1953; they represent no more than 5 per cent of the total catch.

The baitboats probably exploit the yellowfin tuna over their whole range. However, the coastal location of the bait (Alverson and Shimada, 1957) tends to restrict effort far offshore, though on the whole the fleet scouts all areas likely to produce commercial quantities of yellowfin.

The catch and effort are recorded by time and place, and this information is transcribed according to the grid system of statistical areas (*vide infra*), by the Commission's staff. The masters estimate their daily catches of both species with considerable accuracy (Shimada, 1958), though they sometimes record their catch as "yellowfin and skipjack" or fail to record the species, in which case the catch is tabulated as "yellowfin and/or skip-

jack." Such information is not as useful as that in which the catches are clearly specified, but through the development of co-operation with the boatmasters the percentage of unspecified catch was reduced from 15 per cent in 1951 to 6 per cent in 1956.

The primary divisions of the grid system of statistical areas are at every fifth degree longitude west of Greenwich and every fifth degree latitude about the equator, and are labelled by the south-eastern coordinates. These five-degree rectangles have secondary divisions of one-degree, longitude and latitude, which are numbered from 1 to 25, in each five-degree rectangle. In Figure 1 are shown the fishery area (illustrating regions fished regularly, and regions fished irregularly over a number of years), the numbering of the statistical areas, and places referred to in the text.

The data used represent about 80 per cent of the total effort and of the total catch of yellowfin taken by all baitboats in the Eastern Tropical Pacific Ocean, and about 65 per cent of all yellowfin caught by baitboats and purse-seiners combined, in this same area. Approximately equal amounts of yellowfin and skipjack were caught in the period studied.

Routine processing

The logbooks show the catch, effort, fishing location, and boat, as well as other information. When analyzing the logbook information, the fishing location is related to the one-degree rectangle of the grid system, and the boat to an arbitrary size class, determined by the fish carrying capacity (Shimada and Schaefer, 1956). The size classes are: Class 1, up to 50 tons; Class 2, from 51 to 100 tons; Class 3, from 101 to 200 tons; Class 4, from 201 to 300 tons; Class 5, from 301 to 400 tons; Class 6, from 401 tons up. The information is then entered on International Business Machine Company cards which can be sorted and tabulated in various ways. From these, reports are obtained which tabulate the data of each year as follows:

Report No. 1: by one-degree rectangles, by size classes, by quarters.

Report No. 2: by one-degree rectangles, by size classes, by year.

Report No. 3: by five-degree rectangles, by size classes, by quarters.

Report No. 4: by five-degree rectangles, by size classes, by year.

The data used herein are from Report No. 1. The efficiency factors, used to standardize the effort, are calculated from Report No. 4.

The standardization of effort is as follows: The ratio of the average annual catch-per-unit-of-effort of each size class to that of size-class 4, is

computed for each five-degree rectangle. The geometric mean of the ratios for each class is then calculated to give an efficiency factor for each size class. These factors are used to modify (by multiplication) the actual or logged effort, thereby standardizing it to the efficiency of a class 4 vessel (Shimada and Schaefer, 1956).

Because some catches are inadequately specified, the average catch-per-standardized-day's-fishing would be under-estimated in many one-degree rectangles if the unspecified catch were not included. Therefore, the unspecified catch is apportioned to each species according to the known quarterly specified catches, in any one-degree rectangle. Occasionally, there are no specified quarterly catches as a basis for pro-rating, in which case annual totals are used. Rarely, when there are neither quarterly nor annual specified catches, the total unspecified quantity is divided equally between the two species, in any one-degree rectangle in a given quarter.

The results of this processing are shown in Table 1 which is part of the I.B.M. Report No. 1 for 1955 showing how the data are arranged by the I.B.M. machine, with subsequent calculations in italics. (The efficiency factors for that year are: Class 1, 0.31; Class 2, 0.53; Class 3, 0.82; Class 4, 1.00; Class 5, 1.22; Class 6, 1.06.)

The standardized effort in column 7a, Table 1, is derived from the logged effort in column 7 by multiplication by the efficiency factors. The small italics in columns 8 and 9 are the apportioned amounts of the unspecified catches in columns 10 and 11, rows A, C, and D. The italics between columns 8 and 9 in rows A, B, C and D, are the catch-per-standardized-day's-fishing averages (prorated quantities included). They are computed by dividing the total catch of yellowfin (or skipjack) by the total standardized effort. It should be noted that the effort used to compute the average for the yellowfin is the same as that used for the skipjack (page 57).

METHODS

Some theoretical considerations

It is useful to consider first certain terms that are pertinent to this study: *Abundance* is the total number (or weight) of fish in the population (Marr, 1951). *Density* is the number or weight of fish per unit area or volume (area is appropriate in this case because this is a surface fishery). The difference between these two terms is nominal if the same area is being considered. *Availability* is the degree (a percentage) to which the population of fish is accessible to the fishery (Marr, 1951). Two concepts are involved in this term: (i) the fish cannot be caught owing to factors

affecting the application of fishing effort; (ii) they cannot be caught, owing to their behavior. Marr (1951) terms these extrinsic and intrinsic factors, respectively. Weather and dispersion of the fish are two common extrinsic factors. *Dispersion* is used to describe the geographical extent of the fish, at any particular time.

If it is assumed that, on the average, a unit of fishing effort (one standardized-day's-fishing in the baitboat fishery) catches a fixed portion of the fish, the catch-per-standardized-day's-fishing may be taken as an index of the abundance or density of the fish in the area of the effort. Such an index measures the apparent abundance or apparent density, which are related to the true abundance or density by the availability.

Two quarterly indices of apparent density may be computed. The first is the average catch-per-standardized-day's-fishing calculated by dividing the total quarterly catch by the total quarterly standardized effort. The second index is the weighted mean catch-per-standardized-day's-fishing per one-degree rectangle, the weighting being the size of the sub-areas. It is computed by summing the average catch-per-standardized-day's-fishing from each one-degree rectangle and dividing that sum by the number of exploited rectangles, in a given quarter. All one-degree rectangles are considered to have equal areas, including those partly overland, because effort is not often uniform within any one-degree rectangle, wherever it may be. To conform to the terminology of Gulland (1956) this second index is called the *weighted* index of density and the first, by contrast, is called the *unweighted* index of density. (The term *weighted* refers to area. If the weighting were according to the amount of effort in each one-degree rectangle the terminology would be reversed, because the first index is by far the more sensitive to the amount and distribution of effort).

For a given quarter, the unweighted index of density is:

$$\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i$$

where y_i is the catch in the i^{th} one-degree rectangle
e_i is the effort in the i^{th} one-degree rectangle
N is the number of exploited one-degree rectangles

and the weighted index of density is:

$$\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i) \Big/ N$$

An idealized example (i.e. free from sampling error) shows the usual differences between these two indices. Consider two regions of equal area:

A has a true density index of five tons-per-day's-effort and B has one of one ton-per-day's-effort. The weighted average or index of density is (5 + 1) 2 = 3 tons-per-day's-effort. Assume the availability is constant and that the specified densities do not change over the period considered. If A and B are subjected to, say, five days' effort each, the total catch is 30 tons [(5 × 5) + (5 × 1)] and the total effort is ten days (5 + 5), so that the unweighted average is 30/10 = 3 tons-per-day's-effort; i.e. the same result. But suppose that nine days' effort is made in area A and only one day's effort in area B. The weighted index of density does not change. The total catch, however, becomes forty-six tons [(9 × 5) + (1 × 1)] and the total effort is still 10 days (9 + 1), so that the unweighted index of density is 46 10 4.6 tons-per-day's-effort. This means that if the effort is concentrated on areas of high density of available tuna the unweighted index of density is greater than the weighted index and the ratio between the two is an index of this concentration. Hence, the index of concentration of effort is

$$\left[\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i\right]\left[N \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)\right]$$

If most of the fishing is in areas of higher-than-average density the ratio will exceed unity.

Of interest in this connection is a similar study applied to the plaice and haddock fishery in the North Sea by Gulland (1956). The author states:

"... we will suppose that for a given haul:—

$d_i = cD_i$

where d_i = catch in i^{th} haul
D_i = density of fish at the position of i^{th} haul
c = constant

that is, a single haul will take, on the average, a fixed proportion of the fish present ..." (This assumes that the availability is constant (c), on the average.) "... However, on our assumption, when the results of several hauls are combined, we have:—

$$\Sigma d_i = \Sigma cD_i$$

or, taking the mean

$$\overline{d} = c\overline{D}$$
$$= c'D$$

where
$\overline{d}$ = mean catch per haul, i.e. catch per unit of effort
$\overline{D}$ = average density of fish at the fishing positions
D = average density of fish over the whole region
c' = a constant

The constant c' will be different from c (usually larger), because fishing will usually be done where the fish are most abundant, so that the average density at the fishing positions will be greater than the average over the whole area. As we

are only attempting to find a number proportional to the density, or abundance, it is not necessary, or indeed possible, to know the value of c'. Strictly, then, bias will be impossible, but an analogous effect will be steady long-term changes in the average value of c' particularly from year to year."

Gulland (*op. cit.*) lists the following probable sources of variation in c':

"i) Random haul-to-haul variations.
ii) Weather.
iii) Behavior of the fish.
iv) Skill of the fishermen.
v) Changes in the distribution of the fleet in space and time.
vi) Changes in the power and size of the ship, type of gear, etc."

Some of these are pertinent to the baitboat fishery and will be discussed later (page 57). Gulland considers (v) and (vi) to be the important sources of variation. Changes in the distribution of the fleet in space and time, (v), are important in the tuna fishery.

". . . The effect of varying distribution of fishing on one fishing ground is difficult to estimate, but the effect of concentration can be estimated and allowed for, provided sufficiently detailed information is available.

Suppose the whole region is divided up into a number of small sub-areas, in each of which the catch and effort are known. Then we can write, for the i^{th} sub-area:—

$$D_i = \frac{1}{c} d_i$$

where D_i = density in i^{th} sub-area
c = constant
d_i = catch per unit effort in i^{th} sub-area;

assuming that the effects of non-uniform distribution within the area may be taken as constant.

Then if N_i = total numbers of fish in i^{th} sub-area
a_i = area of i^{th} sub-area

and similar symbols without the sub-script denote the values for the whole region, then

$$\begin{aligned} N &= \Sigma N_i \\ N_i &= a_i D_i \\ N &= aD \\ \therefore\ ad &= N = \Sigma a_i D_i \\ &= \Sigma a_i \frac{1}{c} \mathrm{D}_i \quad \dagger \\ \therefore\ &= \frac{1}{c} \frac{\Sigma a_i D_i}{a} \quad \dagger \end{aligned}$$

i.e., the density index is the weighted mean of the catch-per-unit-effort in each sub-area, the weighting factors being the size of the sub-areas. This equation is effectively the same as that developed by BEVERTON and HOLT (in press) and BEVERTON and PARRISH (1955) for the effective overall fishing intensity $\widetilde{f}$."

† D_i is clearly misprinted for d_i in Gulland's paper

Noting that, in the tuna fishery, the sub-areas (one-degree rectangles) are considered equal in size (including those partly over land), and that, therefore, the effort in each sub-area is the intensity (effort per unit area), $\bar{f}$ may be defined by

$$\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$$

to correspond to the formulation of Beverton and Parrish (1956). The ratio of the effective overall fishing intensity, $\bar{f}$, to the average intensity, $\sum_{i=1}^{N} e_i \Big/ N$, is the index of concentration.

"A numerical value for the concentration is given by the ratio of the simple fraction total catch divided by the total effort to the weighted index of density.

That is, concentration $= \frac{c'}{c} - \frac{ad}{\sum a_i d_i}$

or if there are n sub-areas, each of equal area

Concentration $= \frac{nd}{\sum d_i}$ "

In our terminology the concentration is:

$$\left[\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i\right]\left[N \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)\right]$$

where $\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i$ is equivalent to Gulland's d

$\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$ is equivalent to Gulland's d_i

N is equivalent to Gulland's n

"Ideally, the choice of sub-areas should be such that (i) they cover the whole stock of fish, (ii) the distribution of fish and fishing is regular within each, and (iii) some fishing is done in each, so as to provide an index of density."

How well these assumptions are satisfied in the yellowfin fishery is discussed later (pages 56-58).

There are certain aspects of the results which now require consideration.

The number of exploited one-degree rectangles, N, is a possible measure of the dispersion of the yellowfin, though N is determined also by skipjack fishery. The concentration index is likewise possibly affected by the concurrent skipjack fishery. It is of interest to examine the relationship between these two measures; that is, whether the concentration index decreases as the dispersion, as measured by N, increases.

Also, it seems reasonable to suppose that, as the density (best measured by the weighted index) of the yellowfin declines, the searching activity would increase, leading to a dispersion of the effort which would also increase N. (The skipjack fishery again probably affects the results).

In both cases, there is the possibility of a spurious correlation arising, because N occurs in the numerator of the concentration index, in the denominator of the weighted index, and as N itself. Thus the correlation might be erroneously positive in the first case and erroneously negative in the second case. But because the quantity $\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$ contains N terms, it is equivalent to $N\ \overline{(y_i/e_i)}$, and the N cancels out in both indices. The possible difficulty can be avoided altogether by using the unweighted index of density, though it is probably an inferior index of population abundance.

These three correlations with N show the problem of making comparisons between measures partaking of the same variable components in different combinations; they were chosen because they were considered to be related to possibly realistic effects. Better results may be achieved when the data of both species are treated together.

Treatment adopted

The three indices (unweighted and weighted indices of density and the index of concentration of effort) were computed for the yellowfin fishery on a quarterly basis for the years 1951-1956 (Table 2a). The two density indices are shown in Figure 2a; the concentration index (solid line) is shown in Figure 4ab. These indices were also computed in terms of the four average quarters of the six year period (Figure 3a and Table 3a). They were calculated by summing, in the first quarter for example, the six first quarter values for a given index and dividing by six to derive a mean first quarter value for that index. The four quarterly values for a given year may be expected, on the average, to distribute in a similar way to the four average quarters of the whole period. To test the relative accuracy of the two density indices, the coefficients of variation were compared. The variances of the logarithms of the values of both indices

were also computed, because these may provide a better basis for determining which index is the better estimate of density (Gulland, 1955).

As stated in the previous section, the unweighted index is usually numerically greater than the weighted index. It is important to determine the degree to which one bears a constant relationship to the other. This was tested by plotting the unweighted index (ordinate) against the weighted index. The line of best fit (Y on X) and the associated confidence intervals were computed and compared with the line $Y = X$ (Figure 5a).

As one index will be zero when the other is zero, the line of best fit is specified as passing through the origin. The method used is given by Snedecor (1937, fifth edition). It is considered suitable for samples drawn from a population in which the standard deviation of the Y values at each value of X increases in direct proportion to X. The data appear to fulfill this assumption, though the only possible test is to take the abscissa values in ascending order of magnitude and group them, then plot each group mean against the standard deviation of the group's ordinate values. The points fall sufficiently near to a straight line to justify the assumption that $\sigma_{y} = kX$, (k being a constant). The slope of the regression line is the arithmetic mean of the Y/X ratios, the quarterly values of the concentration index. The 95 per cent fiducial limits of b are given by the slopes $b \pm t_{.05} s_b$, where s_b is the sample standard deviation of b and is given by $\sqrt{s^2_{Y/X}/N}$, where $s^2_{Y/X}$ is the variance of the Y/X ratios, and N is the number of observations; $N-1$ is the number of degrees of freedom These slopes are the 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at each X value. The same limits of the individual Y values at each X value are given by the slopes $b \pm t_{.05} s_{Y/X}$.

The weighted index may be estimated from the more easily calculated unweighted index by computing the regression of the weighted index on the unweighted.

The concentration index (ordinate) was plotted against the number of exploited one-degree rectangles (Figure 8a), and the relationship examined. Annual values and their associated regression line are shown in Figure 9a.

The weighted index of density (ordinate) was also plotted against the number of exploited one-degree rectangles (Figure 10a), to test whether the fishery became more widespread at times of low density. The annual data are superimposed on the graph of quarterly values.

Inspection of the graphs indicates that there is a substantial amount of random and irregular variation in the quantities plotted. This variation tends to obscure valid relationships, so that some means of reducing the

variation and the discrepancy of certain points was sought. Because the modifications adopted depend upon the results from the graphs mentioned and upon other information, the changes made are now stated, and the reasons for them are given in the section on results and discussion.

The simplest modification, desirable in the plot of the concentration index against the number of exploited one-degree rectangles (Figure 8a), was to omit the data from the area south of 5°S, in 1954:1. This caused the point for that quarter to be much less divergent.

The large amount of variation in the quarterly computations was much reduced by taking annual values, given by the mean of the four quarterly values in each year unless otherwise stated. Although no graphs of annual indices against time are given, the values can be easily obtained from Table 2a. Nevertheless, using annual values, graphs of (i) the weighted index of density against the unweighted; (ii) the concentration index against the number of exploited one-degree rectangles; and (iii) the weighted index of density against the number of exploited one-degree rectangles, are shown in Figures 6a, 9a and 10a. The annual values of the unweighted index were computed in two ways (Table 2a): directly from annual catch and effort totals, and as the mean of the four quarterly values in each year; they were graphed together against the weighted index of density to demonstrate the difference between the results of these two methods of computation (Figure 7ab).

The modification of one divergent point, and the suppression of variation by averaging over the year, only circumvents the problem. But substantial reduction in variation due to sampling should, however, be achieved by eliminating data from all one-degree rectangles subjected to less than five logged fishing days' effort in any quarter. The reasons for the choice of this level are given in the section on results and discussion.

Finally, maps of the quarterly distributions of catch-per-standardized-day's-fishing averages (local indices of apparent density) by one-degree rectangles are shown for the years 1951-1955. Because the reproduction of actual figures was unpractical, the values were grouped into categories (tons-per-standardized-day's-fishing) as follows: 0; 0.1—2.0; 2.1—4.0; 4.1—8.0; and 8.1 and over. The last two categories have wider limits than the preceding two because bigger averages were much less frequent than the smaller ones. These five categories were each designated by a symbol and it is the distributions of these that are shown in Figures 13a (before elimination of data) and 13b (after elimination of data).

From this five-year series, the four *average* quarters were computed to show the changes that occur seasonally, on the average, in the yellowfin fishery. The method of computation is to take five similar quarters (e.g. 1951:1; 1952:1; 1953:1; 1954:1; 1955:1) and calculate the mean value of

each one-degree rectangle, entering the result in the corresponding rectangle on the map of that *average* quarter. These average distributions are computed both from original data, Figures 14a (i)-(iv), and data after elimination, Figures 14b (i)-(iv).

Limitations

There are two chief difficulties in assessing the validity of the density indices. It has been pointed out that an estimate of density is related to the true density by the availability which is mainly determined by the behavior of the fish, by their distribution, and by weather conditions. The availability must be randomly sampled in order to make the error due to it unimportant. The fact that the fleet attempts to find the most available fish, with some variation in success, indicates one possible source of error in estimations of density. The other difficulty is that inadequacy of sampling may lead to erroneous estimates of density. The main reasons for inadequate effort in certain areas are that (i) there is concurrent exploitation of skipjack tuna; (ii) the fleet concentrates its efforts for economic advantage, not to insure the best possible sampling pattern.

The low effort in some rectangles is apparent in the following table computed from several arbitrarily selected quarters; it shows the percentage of the total number of exploited one-degree rectangles, at each level of effort.

Number of logged days' effort per one-degree rectangle	One or less	Five or less	Ten or less	Twenty-five or less	Fifty or less	Hundred or less
Percentage of total number of one-degree rectangles, in the given category	24	54	68	84	91	96

In an average quarter, then, about half of the exploited one-degree rectangles each receive five or less logged days' effort.

In the relatively lightly exploited one-degree rectangles the effort is very unlikely to be adequately distributed throughout the quarter, and, therefore, an index of average density for the quarter in such rectangles is subject to large sampling variation. This corresponds to what Gulland (1956) described as random haul-to-haul variations which are rendered relatively unimportant by averaging at local and overall fishery levels. Because of the fleet's ability to concentrate its effort upon areas of greatest density, however, it may be assumed that lightly exploited one-degree rectangles do not often have high densities of tuna left unfished, unless the fish are abundant but unavailable to the fishery.

Low effort levels mean also that the effects of weather cannot be entirely discounted. The chances must be reasonably high that, if the adverse weather affects the catch-per-unit-of-effort in a lightly exploited

one-degree rectangle, the local index of density will be subject to error. Over many days' effort these effects would be random and, by averaging, minimized; but in many one-degree rectangles this is impossible, owing to the low level of effort.

Much the same is true of the behavior of the tuna which are notable for the variability of their response to the bait and the lures used. Tuna are often not catchable because they are not attracted by bait; such behavior may then be followed by a period of high catchability. Because only a short period of time is risked on an area that becomes unproductive (though fish are abundant), several one-degree rectangles are not fished at certain times in a quarter, owing to the unavailability of the tuna present. Furthermore, the response of the tuna to the bait may decline gradually so that fishing is continued only till the catch-per-unit-of-effort reaches a certain low level. This may lead to an under-estimation of the density in these rectangles in which little effort is made and where that effort coincides with the reduced biting activity of otherwise abundant fish. The behavior, though it may vary temporally and spatially, is probably similar in different years, however. Thus, if error is introduced by this source of variation it may be consistent and therefore not obscure valid relationships over a number of years. Additionally, it is difficult to measure the effects of changing availability on a local level, though the concentration index may be a measure of relative availability over the whole fishery. There is indication that reduced availability coincides with spawning activity, as shown by those areas where the fishing effort declines at times believed to be peak spawning periods.

These sources of variability are important chiefly because of the relatively large number of inadequately sampled one-degree rectangles which contribute to the estimate of density for the whole fishery; they probably do not equally affect the statistics of both species. The error, whatever the cause, is assumed to be random so that averaging over many rectangles (about 180 in each quarter) helps to keep it at such a level that fundamental relationships are not masked by it. It is doubtful, however, that many local indices of density are reliable by themselves.

There are other sources of error but at the overall fishery level, rather than at the local level. Perhaps the least significant of these is that the total standardized effort exerted in each one-degree rectangle is used in the computation of the local index of density (c./s.d.f.) for each species. While this might introduce a small error, it is considered that such a small proportion of a day is devoted to actual fishing that no significant loss of potential effort on either species occurs, in a given area. Generally, the greater part of the day is devoted to searching (Shimada and Schaefer, 1956). Search is impartial, though in the earlier years covered by this study larger baitboats (classes 5 and 6) may have sometimes passed skipjack in favor of yellowfin.

Error of estimation could also be caused by changes in the skill of the fishermen. Although it is assumed that this skill is constant, it may improve with increasing experience. The replacement of experienced men, however, tends to minimize overall improvement.

An important effect is that of improvements in the design of boats and equipment. Discounting the effects of fluctuating tuna abundance, such changes may lead to better catches per unit of effort. Therefore, an increase in density indices might only be due to better gear and not to an increase in the abundance of the fish. Experience has shown that bait-boats of size-class 5 are, on the average, the most efficient, so that new boats, apart from better equipment and other improvements in design, are usually of this size. Over the period studied this trend of improving gear efficiency probably has not led to an appreciable change in the quality of the estimates in the later years because the rate of boat replacement has been low. Also, the gear improvement has affected related activities (e.g. baiting) more than the actual fishing; i.e. the catch-per-day's-absence, not the catch-per-unit-of-effort, would tend to be improved, again provided that changes in tuna abundance are discounted.

The relative distribution of fish and fishing effort has an important effect upon estimates of apparent density. Although effort is irregularly distributed within many one-degree rectangles, the effect of this cannot at present be estimated. Irregular distribution of effort among one-degree rectangles is a possible source of error in estimates of indices of apparent density in this fishery, because two species are being exploited simultaneously. Although yellowfin fetch a higher price, there has been little preferential search for them for several years, both species being caught as found. An increase in abundance of, say, skipjack but not of yellowfin, might lead to a decrease in apparent abundance of the yellowfin, because the fleet would tend to prefer areas of high skipjack abundance. In these areas (e.g. off northern South America) the skipjack predominate over the yellowfin, under normal conditions. The yellowfin are the more abundant species in the central Mexican-Central American region.

Gulland's (1956) proposals concerning the choice of sub-areas (page 52) seem to be adequately satisfied in the yellowfin fishery, in view of the significant relationships established by the analysis.

RESULTS AND DISCUSSION

The two indices of density by quarters over the period 1951-1956 are compared in Figure 2a. Both indices have the high values in 1951 and 1955; low values occur in the intervening years, particularly in 1953. It may be assumed that these changes correspond to similar changes in overall population abundance, though the unweighted index of density

(solid line) fluctuates somewhat more than the weighted index. For example, it is unlikely that the large changes in the unweighted index in 1951, are representative of actual changes in the population. This is one reason why the weighted average may be considered a better index of population density. The problem of determining the relative accuracy of the two indices is discussed below (page 60).

There is little apparent seasonal pattern in the density indices, but the highest and lowest values of the unweighted index in each year tend to occur in the third and first quarters respectively, and the equivalent values of the weighted index tend to occur in the second and fourth quarters. This is shown by taking mean quarterly values for the six-year period. The values of the four average quarters for both indices of density, and for other statistics, are given in Figure 3a and Table 3a. Generally, there is no great quarter-to-quarter difference, on the average, though in certain years, such as 1951, the quarterly variation is fairly large.

Certain extreme points on the graph of the two indices (Figure 2a) are due in part at least, to known causes. Other points, though not extreme, are based on scant data.

It will be useful to refer to Figure 13a and Table 2a in connection with the following discussion.

In 1951:1 there was relatively little effort, the cause of which was a strike, though it was exaggerated by the then rudimentary logbook coverage. Nevertheless, the points of the two indices for 1951:1 are not unusual. Whether the low effort in 1951:1 had any effect on the results for 1951:2 and 1951:3 is not known, but the return of the fleet to fishing led to relatively high effort and catch in 1951:2. This was followed in 1951:3 by a big yellowfin catch at a relatively low level of effort, which is accounted for by the exceptionally large catch and c./s.d.f. off Ecuador and Peru, and by the high c./s.d.f. off Central America, at this time. These catches caused the extremely high value in the unweighted index which is sensitive to the distribution of effort. The low effort in this quarter, 1951:3, was due to this exceptionally good fishing and to renewed industrial troubles which reduced effort considerably in 1951:4.

The effort, catch, and indices of density in 1952 were more regular, but, in spite of a considerable increase in effort compared with 1951, the catch of yellowfin was similar. The drop in apparent density probably reflected a drop in the true density because it could not be explained by a marked increase in relative abundance of skipjack the catch of which was only slightly increased in 1952, according to the data used herein.

The catch continued to decline in 1953, except in the second quarter. The catches in 1953:1, 1953:3 and 1953:4 were relatively low, though

effort was comparatively low only in 1953:1. This year was an *El Niño* year (Posner, 1957). The effects of this oceanic condition on the yellowfin fishery are variable, as far as can be judged from comparing the results from 1953 with those from 1957 (the next *El Niño* year). Whatever the effects may be, they apparently cause low estimates of abundance by either index. The catch of yellowfin (partially compensated by the skipjack yield) was substantially lower than in 1952. The extent of the fishery was, on the whole, greatest in 1953, suggesting that the drop in apparent abundance was due, in some measure, to a reduced availability occasioned by a dispersal of the yellowfin, resulting in the lessened ability of the fishermen to concentrate their effort on dense aggregations of yellowfin. The fishery was particularly extended in 1953:3 and 1953:4 (Figure 13a and Table 2a).

The first quarter of 1954 was exceptional. It is not known whether this was directly due to the *El Niño* conditions or to an after-effect of them, but the result was a maximum spread of the fishery (though this was not true for 1954 as a whole). Hitherto, there had been little fishing south of 5 S, but in this quarter dense concentrations of yellowfin were exploited between 5 S and 10 S, and east of 80 W. Of the 11,746 tons of yellowfin landed in 1954:1, according to the data used herein, 5,767 tons were caught in this area, and of this amount about 5,552 tons were taken in the one-degree rectangle S10-075-05, in which lies Chimbote Bank (the 14-fathom spot). Yet only about 491 standardized days of fishing effort (mostly at the 14-fathom spot), out of a quarterly total of 3,624, were applied here. This had a marked effect (*vide infra*) on the index of concentration while hardly affecting the weighted index of density. The remainder of 1954 was not unusual except that recurrent industrial problems caused a reduction of effort in 1954:4.

These industrial difficulties continued intermittently in 1955. The generally lower level of effort was accompanied by an apparently high abundance of yellowfin, which was indicated by both indices of density. Figure 13a (as does column G, Table 2a) shows that the fishery was relatively undispersed compared with 1953 and 1954, for example. The effort was much reduced in 1955:4, owing to another tie-up of the fleet.

The density of the yellowfin in 1955 was apparently relatively high compared with 1956, because in the latter year much more effort was required to achieve the increased yield. Both indices decreased after the first quarter and effort was again curtailed late in the year by industrial difficulties.

One reason for supposing that the weighted index of density is better than the unweighted index was given above. A possible way of judging their relative accuracy is to compare their coefficients of variation. The coefficient of the weighted index (C 0.39) is slightly smaller than that

of the unweighted ($C = 0.44$) suggesting that the weighted index is a little more accurate than the unweighted index. Gulland (1955) suggests that logarithms of the indices may be also used to make the comparison. The two variances of the logarithmic values are 0.031 (unweighted) and 0.029 (weighted), again indicating that the weighted index is slightly better.

The plot of the concentration index is shown in Figure 4ab. Only the plot "before elimination of data" (solid line)is considered now. The line does not closely resemble that of either index of density. Nevertheless, high values occur in 1951 and 1955, though they are not much greater than certain values in 1952 and 1954, and are noticeably lower than one particular value in 1954.

In 1951:1 when the effort was low, the concentration index (1.61) was near the average value. The great increase of effort in 1951:2, when the fleet became active again, was associated with a decrease in the index to an unusually low level (0.90). Without analysis of the skipjack fishery, it can only be suggested that this low value was partially due to the decline in current information on the best fishing areas; most boats decide which area to fish after considering information received *en route* from other boats of their code-group in the fishing areas. The concentration index has a high value (2.13) in 1951:3. As Figure 13a indicates, the best fishing was off Ecuador and Peru and off Central America in the region of the thermal anticline which is present in that area (Cromwell, 1956, 1958). The higher value (2.27) in 1951:4 may be artificial, because the effort in that quarter was very low, and was successful probably only in that it continued in the rewarding areas off Central America and off Ecuador (Guayaquil bank and ridge). Had the whole fleet been at sea the distribution of their greater effort might have led to a lower value of the concentration index, unless the high abundance of tuna in those same regions had persisted under the maximum effort throughout all of 1951:4.

The concentration index fell (to 1.30) in 1952:1 when full effort was resumed. The index increased to a high value in 1952:4 (2.00) and decreased again in the first quarter of 1953.

Apparently there is a trend to high values later in the year.

In 1953, however, this trend did not persist and values were stabilized near the average level (from 1.46 to 1.61). It may be that the *El Niño* conditions were responsible for this failure of the index values to rise towards the end of the year, if the suggested seasonal trend is realistic.

The concentration index reached an unusually high value (3.01) in 1954:1. The effect of the exploitation of newly found aggregations of yellowfin on this statistic is substantial, as may be shown by omitting data from the area south of 5°S, whereupon the concentration index drops from

3.01 to 1.95. (Now that tuna are exploited south of 5°S whenever they are found that far south, it is not very likely that as high a value as 3.01 will be reached again, under present circumstances.) During the remainder of the year the index followed a more usual seasonal pattern, and the value in 1954:4 (1.99) was the highest in the year, apart from that of 1954:1, or not apart from it if the data are modified as indicated above. As in the fourth quarter of 1951, the effort was below average in 1954:4.

The concentration index in 1955 conformed to the trend to high values late in the year, reaching a peak (2.27) in the fourth quarter. But again the effort was abnormally low in the last quarter. Yet, possibly due to other seasonal factors, the low effort in 1955:2 did not likewise impose a high value on the concentration index. Therefore, association of the fourth quarter with high values of the index may not be due to the low effort caused chiefly by industrial problems recurring in that quarter. Figure 13a shows that the fishery does usually become more confined (local banks, the area off Ecuador and Peru) in the last quarters of each year.

The four values of 1956 (1.45—1.65) are distributed similarly to those of 1953, though 1956 was not an *El Niño* year. However, there is the possibility that this condition may start, without obvious oceanographic manifestations, towards the end of a year preceding an *El Niño* year. Otherwise there is no apparent reason for the decline in the index throughout 1956. There is evidence that the concentration index is at most only partially dependent upon *El Niño* conditions, because the values for 1957, which was such a year, were in accord with the trend to high values later in the year.

The concentration index is less variable than either index of density, the coefficient of variation being 0.26. If the data for 1954:1 are modified (omitting those from south of 5°S), this coefficient is reduced to 0.21. The four average quarterly values of the concentration index, for the period 1951-1956, are given in Figure 3a and Table 3a.

In the plot of the unweighted index against the weighted index (Figure 5a) the coefficient of correlation (r) between the two indices is 0.75**, and the regression coefficient (b) is 1.70** which is the average concentration index for the period 1951-1956. Theoretical considerations showed that effort distributed at random relative to the distribution of the high densities of fish, leads to an average concentration index of 1, ($Y = X$). Effort may also be distributed in such a way as to lead to worse results than would come from random effort. This may occur, for example, when the fleet is directing its effort largely towards skipjack concentrations.

According to this study the baitboats have, on the average, concentrated their effort on high densities of yellowfin about 70 per cent better than if their effort had been random. The 95 per cent fiducial limits of

the regression coefficient ($b = 1.70^{**}$) are given by the slopes 1.51** and 1.88**, or ±10% of b. Therefore, at the 95 per cent level of confidence, the average concentration over the twenty-four quarters was between 51 per cent and 88 per cent better than random effort. This confidence interval for the regression coefficient corresponds to the 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at each value of X. The 95 per cent limits to the individual predicted Y values at each value of X are given by the slopes 0.79** and 2.61**, or ± 54% of b. It may be useful to know how well one index of density may be estimated from the other. The unweighted index is the more easily computed so that, in general, it would be preferable to estimate the weighted index from the unweighted index. This involves computing the regression of Y (weighted index) on X (unweighted index). The slope, as before, is the arithmetic mean of the ratios. The 95 per cent fiducial limits of the mean of the Y values at a given abscissa value, say X_j, are given by $\hat{Y} = (0.62^{**} \pm [2.069]\ [0.03235])\ X_j$. Therefore, at $X_j = 3.0$ which is near $\overline{X}$, the value of the weighted index falls, in 95 per cent of similar samples, between 1.65 and 2.07, or ± 11% of bX_j. The 95 per cent fiducial limits of the individual predicted Y values at X_j are given by $Y = (0.62^{**} \pm [2.069]\ [0.1586])X_j$; at $X_j = 3.0$ the weighted index is between 0.87 and 2.85 or ± 33% of bX_j.

Much variation due to the quarter-to-quarter variability within years, is removed by taking annual average values of the two indices of density, using the mean of the four quarterly values of each year. The correlation coefficient is 0.98**, though the slope, $b = 1.67^{**}$, is not very different from that for quarterly values (Figure 6a). The confidence limits to b are similar, being given by the slopes 1.51** and 1.82**, or ± 9% of b; these constitute the 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at each value of X. The 95 per cent fiducial limits of the individual predicted Y values at each X value cover a smaller range than do the corresponding limits to the quarterly data, and are given by the slopes 1.29** and 2.04**, or ± 22% of b.

To predict the annual weighted index from the unweighted index requires the same reversal of co-ordinates as the quarterly computations. The 95 per cent fiducial limits of the mean Y value at X_j are given by $\hat{Y} = (0.60^{**} \pm [2.571]\ [0.0196]) \times 3.0$, ($X_j$ being taken near $\overline{X} = 3.44$); that is the weighted index falls between 1.65 and 1.95, or ± 8% of bX_j. This is better than the ± 11% of the quarterly computation. The 95 per cent fiducial limits of the individual Y values at X_j are given by $Y = (0.60^{**} \pm [2.571]\ [0.048]) \times 3.0$; the weighted index falls between 1.44 and 2.16, or ± 20% of bX_j. This may be compared favorably with the ± 53% of the similar calculation of the quarterly data.

It is indicated, therefore, that the annual unweighted index is a fairly good estimator of the annual mean weighted index. The unweighted index is known for years prior to 1951, and has been used by Shimada and

Schaefer (1956) and Schaefer (1957) as a measure of relative abundance of yellowfin.

The possibility that differences might arise through computing an annual value of the unweighted index as the mean of the four quarterly values rather than directly from annual totals of catch and effort, was considered. That very little difference results from the use of one measure rather than the other is shown in Figure 7ab; the more easily computed value (direct from annual totals) may be preferred. In the same Figure the effect of elimination of data, which is discussed later (page 65), is made clear.

Changes in the concentration index might be associated with the coverage of a greater area by the fleet, either as a result of greater dispersion of the fish or as a result of the fleet spreading out in search of the fish when they are obtaining relatively poor catches per unit of effort. To examine this, the quarterly values of the concentration index were plotted (Figure 8a) against the number of one-degree rectangles fished by the fleet in the corresponding quarter. The regression coefficient is −0.00004 and the correlation coefficient is −0.0033; neither is significantly different from zero. There is an aberrant point for 1954:1, when a new fishing area south of 5° S was first heavily exploited. Recomputing this point, eliminating the data from south of 5° S, moves it nearer the regression line and results in a regression coefficient of −0.003 and a correlation coefficient of −0.31. Because the correlation is not significantly different from zero, it must be concluded that while the negative correlation between the concentration index and the number of exploited rectangles is suggestive, it cannot be regarded as necessarily real in view of large variability in the data.

Examination of the relationship between the concentration index and the number of rectangles exploited, using the annual mean values (Figure 9a), gave a regression coefficient of −0.0007 and a correlation coefficient of −0.11, using all data, and of −0.002 and −0.53 respectively, after omitting data from south of 5° S in 1954:1. None of these coefficients is significantly different from zero. Again the negative correlation is suggestive, but a longer series of data must be examined before a final conclusion can be drawn.

A means of examining whether the fishery becomes more extensive due to increased searching activity as the yellowfin become less abundant, is to plot the index of density against the number of exploited one-degree rectangles. Employing the weighted index (Figure 10a), the regression coefficient is −0.01*, and the correlation coefficient is −0.44*. Using annual values, shown imposed on the quarterly points in Figure 10a, the regression coefficient increased from −0.01* (quarterly value) to −0.02** and the correlation coefficient increased from −0.44* (quarterly value) to −0.94**.

Although the possibility of a spurious correlation arising from the occurrence of N in both variables has been discussed (page 53), doubt is quite removed by using the unweighted index (which does not contain N) instead of the weighted index. The regression coefficient is -0.02^* and the correlation coefficient is -0.50^*. The graph is not reproduced because it is similar to that in Figure 10a. The corresponding values from annual data are $b = -0.04^{**}$ and $r = -0.94^{**}$.

There is, therefore, some evidence that the fishery spreads as the apparent abundance decreases.

The results of these comparisons with N show that either index of density is inversely correlated with the number of exploited one-degree rectangles, though much better at the annual level than at the quarterly level. The concentration index may be inversely correlated with N, but the present data are only suggestive in this regard, and this needs further examination based on a longer series of data. The effect of the skipjack fishery on the concentration index for yellowfin and on N will be reported in a later *Bulletin*.

The large sampling variability in rectangles with low fishing effort (page 57) necessitated the removal of a substantial part of the error variance by eliminating the data from lightly exploited rectangles. The criterion by which a datum (c./s.d.f. in a one-degree rectangle) was eliminated, was determined as follows: Initially, a test plot was made of the quarterly catch-per-standardized-day's-fishing average in one-degree rectangles against the corresponding effort. This graph showed that occasional very high c./s.d.f. values are associated only with low levels of effort. A good example was the one-degree rectangle 10-110-16, just north of Clipperton Island, in 1954:1. A boat of size-class 2 caught twenty-three tons of yellowfin in a day's fishing; after standardization the c./s.d.f. became 46.0 tons/s.d.f. This rectangle is rarely (and never before over the period studied) successfully fished, though boats bound for Clipperton pass through or near it. The general area does not, in fact, usually support commercial quantities of tuna. Evidently, the value of 46.0 is not representative of the density in that area, except perhaps, on the particular day the effort was made, but not over the whole quarter.

The great variability of c./s.d.f. values at low levels of effort must contribute significantly, in view of the large number of one-degree rectangles only lightly fished, to error in the various indices and, therefore, in the comparisons among them. The study of the test plot showed that to eliminate all data from one-degree rectangles receiving less than, say, ten standardized days' fishing effort in a quarter, would effectively remove a big proportion of this kind of error. Two levels of elimination were examined: (i) all one-degree rectangles subjected to less than ten logged days' effort (not much different from standardized effort) in a quarter; (ii) all

one-degree rectangles subjected to less than five logged days' effort in a quarter. To test the effect of eliminating these data, the weighted index of density, computed (i) before elimination of data, (ii) after elimination at the 5-logged-day level, and (iii) after elimination at the 10-logged-day level, was plotted against time. (The effect of elimination on the unweighted index is negligible.) The three different computations of the weighted index of density, by quarters, are given in Figure 11ab. There is a substantial difference between the original computation and the one after elimination at the 5-logged-day level, but there is only a small difference between the computations at the 5 and at the 10-logged-day levels. This led to the choice of the 5-logged-day level as the criterion of elimination. All the indices and graphs were recomputed and redrawn after elimination of data at this level. The actual losses due to elimination were approximately: catch 2 per cent, effort 4 per cent, number of exploited one-degree rectangles 48 per cent. The losses of catch and effort data are negligible, but the loss of one-degree rectangles is much larger. The effect on N of elimination at the 5 and 10-logged-day levels is shown in Figure 12ab. The values of the four average quarters for the period 1951-1956, in respect of the number of one-degree rectangles before elimination of data, are given in Figure 3a and Table 3a. The number of rectangles adequately fished (i.e. receiving 5 or more logged days' effort per quarter) is relatively constant and unusually high numbers (as in 1953:4, 1954:1) are due to an increase in the number of lightly exploited (e.g. up to five days per quarter) one-degree rectangles (Figure 12ab).

It is evident from the effects of elimination that little is gained by preferring the 10-logged-day level to the 5-logged-day level which is used. The usefulness of the technique may be judged by assessing the changes that occur in the various indices and comparisons already made. Some of the graphs after elimination of data are not reproduced because they do not show well the changes made, which are best demonstrated numerically.

After elimination (at the 5-logged-day level, unless otherwise stated), the values of both indices of density are almost invariably increased; the weighted index increases by about 35 per cent and the unweighted by about 2.5 per cent, on the average (Tables 2a and 2b). Generally, the quarter-to-quarter variation is not greatly affected (Figures 2a and 2b). The 1951 and 1955 peaks (page 58) are still present. The points of the four average quarters (1951 to 1956) for the unweighted index are also similar to those computed before elimination, and are shown in Figure 3b. But in this index, there has been a change in the descending order of magnitude from 2nd, 3rd, 1st and 4th (Figure 3a), to 2nd, 3rd, 4th and 1st quarters (Figure 3b). This indicates that elimination usually increases the value of the weighted index of density of the fourth quarter relatively more than that of the first quarter. This is probably due to the removal

of more one-degree rectangles in the fourth than in the first quarter, on the average (Table 3b). Elimination of data removes mainly low c./s.d.f. values, including many zero values (in spite of high values also being associated with low effort), which explains why the weighted index is much more affected; the numerator, $\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$, is less changed by elimination than the denominator, N; hence the increase.

The concentration index is usually highest in the fourth quarter, but the number of one-degree rectangles eliminated is also usually highest in this quarter (Table 3b). Consequently, the concentration index is reduced by the greatest amount in this quarter, which again indicates that the concentration index for the yellowfin may be in part determined by the skipjack, owing to the effect on N of the exploitation of that species, for which fishing is particularly good, relative to yellowfin, in this quarter.

Elimination does not greatly change the coefficients of variation of the two indices of density, the values being 0.45 and 0.36 for the unweighted and weighted indices respectively. The coefficient of the weighted index is reduced from 0.39 to 0.36, and that for the unweighted index is very slightly increased from 0.44 to 0.45. Taking the variances of the logarithms, as for the data before elimination (page 61), the respective values are now 0.032 and 0.027, nearly the same as the values before elimination (0.031 and 0.029), but the weighted index again shows a small improvement.

Because the weighted index is preferentially increased by elimination, the value of the concentration index is reduced by almost 25 per cent, on the average. This index, after elimination, tends to be only slightly less variable, the respective coefficients of variation being 0.26 (BE) and 0.24 (AE) (Figure 4ab). The main general difference between the two plots is that high values tend to be more reduced by elimination than low values. The preferential reduction of high values occurs more in the third and fourth quarters in which, usually, the greatest number of one-degree rectangles is eliminated (Table 3b). The main exception to this is in 1954:1, when the effect of the new southern fishery was marked. In this quarter the reduction of the concentration index by elimination is also great.

The quarter-to-quarter variation in the concentration index in 1953 and 1956 was relatively small; the change caused by elimination was also relatively small in these two years. The change was only smaller in 1952 which, however, showed a high quarterly variation. (The annual change caused by elimination is the difference between the annual concentration index before and after elimination.)

The quarters in which the proportion of one-degree rectangles eliminated is high, partly correspond to times of greater exploitation of skip-

jack. The preferred areas in the third and fourth quarters are the local banks, and off Ecuador and Peru, where skipjack are more abundant than yellowfin under normal conditions. The descending order of magnitude of the concentration index in the four average quarters is changed by elimination of data. Whereas before elimination the order is (Figure 3a and Table 3a) 4th, 3rd, 1st, and 2nd, after elimination it is 1st, 4th, 3rd, and 2nd (Figure 3b and Table 3b).

In the plot of the unweighted index against the weighted (Figure 5b) the effect of the modification of the data may be summarized: (i) The correlation coefficient is improved ($r = 0.84^{**}$); (ii) the average slope ($b = 1.27^{**}$) is less; (iii) the 95 per cent fiducial limits are 1.14** and 1.40**, a range of about ± 10% of b, which is the same range as in the computations before elimination of data; the confidence limits to the mean Y value at each X value are given by these two slopes (1.14** and 1.40**); (iv) the 95 per cent fiducial limits to individual Y values at each X value are given by the slopes 0.63** and 1.91**, which represent ± 50% of b, a smaller value than that previously obtained (± 54%).

To predict the weighted index of density from the unweighted index the co-ordinates must be reversed as before. The 95 per cent fiducial limits of the mean Y (the weighted index) value at each value of X are given by the slopes 0.75** and 0.89** ($b = 0.82^{**}$) which, at $X_j = 3.0$ near $\overline{X}$, gives a range of 2.25 to 2.67, or ± 9% of bX_j; this is slightly less than the same statistics before elimination (± 11%). The confidence limits of the individual Y values at X_j are given by the slopes 0.48** and 1.16**. At $X_j = 3.0$, as before, the range is 1.44 to 3.48, or ± 41% of bX_j. The comparable error before elimination was ± 53% so that, in this case, the elimination of data is a marked improvement.

Using the annual values, the correlation coefficient is 0.99** and the slope is 1.26**. The 95 per cent confidence limits of this slope, which are the same for the mean Y value at each X value, are given by the slopes 1.18** and 1.34**, or ± 6% of b, a smaller range than for the comparable computations before elimination of data (±9% of b). The limits to individual Y values at each X value are given by the slopes 1.06** and 1.46**, or ± 16% of b, also a smaller range than obtained before elimination (± 22% of b).

In the prediction of the annual weighted index from the unweighted index of density, the 95 per cent confidence limits of the mean Y value at X_j are given by the slopes 0.75** and 0.85** ($b = 0.80^{**}$). Therefore the range at $X_j = 3.0$ is 2.25 to 2.55, or ± 6% of bX_j. This is less than the quarterly value (after elimination of data) of ±9% and less than the corresponding annual value (± 8%) before elimination. The confidence limits of the individual Y values at X_j are given by the slopes 0.68** and 0.92** ($b = 0.80^{**}$). At $X_j = 3.0$ this range is 2.04 to 2.76 or ± 15% of

bX_j. This compares favorably with the corresponding quarterly error estimate of $\pm$ 41%, and also favorably with the corresponding annual value (before elimination) of $\pm$ 20%.

The error of prediction of the weighted index from the unweighted is, therefore, decreased after elimination of data; in these terms elimination of data is an advantage.

The concentration index is not significantly correlated with the number of one-degree rectangles before elimination of data, even after the modification of the point for 1954:1, the respective coefficients being $r = -0.0033$ and -0.31. After elimination of data the correlation coefficient is -0.19 which becomes, after modification of the point for 1954:1, -0.22. Thus, while the correlation coefficient is increased in both series of data by modification of the point for 1954:1, the increase is smaller in the series after elimination. The graph is not reproduced because the points show no marked difference from the original ones, in their general distribution.

The correlation between the apparent abundance, (as measured by the weighted index of density) and the number of exploited one-degree rectangles was originally -0.44^*. After elimination, it was -0.40^*. This is a slightly poorer result, which probably is chiefly due to the changes in N resulting from the elimination of data.

This effect is overcome by using the unweighted index of density to measure apparent abundance, and neglecting the probability that it is the inferior index; the original correlation of -0.50^* becomes -0.44^* after elimination. Again the marked and variable effect of elimination on N probably accounts for this poorer result. The graphs of each index of density against N (after elimination) are not reproduced because they show little difference from the original graphs.

Using annual values, there is a correlation of -0.20 between the concentration index and the number of exploited one-degree rectangles; this is very much improved, as before, by the modification of the data for 1954:1, whereupon $r = -0.67$, which is better than the corresponding value ($r = -0.53$) before elimination, though it is also not significant. There is a correlation of -0.87^* between the weighted index of density and the number of exploited one-degree rectangles; the corresponding value before elimination was $r = -0.94^{**}$. The correlation between the unweighted index and the number of exploited one-degree rectangles is, after elimination, -0.92^{**}.

Conclusions similar to those pertaining to the results before elimination may be drawn from the foregoing.

It has been suggested that most, if not all, the relationships considered will be much improved by combining the data for both species; the process

of elimination, at present inconstant in effect, might then become more consistent and meaningful.

The charts showing the distribution of c./s.d.f. values by one-degree rectangles (Figures 13a and 13b) provide a background to the results already discussed. Misinterpretations may arise if the charts are taken at face value. Firstly, many entries in the largest and smallest categories (8.1 or more tons s.d.f. and zero c. s.d.f., respectively) are based on low effort. Therefore the important fishing areas are better shown in Figure 13b, whereas Figure 13a shows all actual fishing areas. Secondly, the most intensely fished areas usually show only average c./s.d.f. values so that, in the charts, they may not be conspicuous by large values. Thirdly, quarterly changes in the distribution of fishing effort are not determined exclusively by yellowfin.

With respect to the yellowfin the main features of the shifts in the fishery (Figures 14a (i)-(iv), and 14b (i)-(iv)) are summarized as follows:

First quarter: The chief fishing areas are off central Mexico, Central America, northern South America, the Revillagigedo and Galapagos Islands. There is almost no fishing on the local banks off the west coast of Lower California.

Second quarter: Off central Mexico, off Central America (in particular), and round the Revillagigedo Islands, continue to be favored areas, though the region off Central America, except perhaps the Gulf of Panama, has not been as productive in recent years as formerly. The fishery moves north towards the local banks and generally withdraws from the Guayaquil region off Ecuador and Peru.

Third quarter: This shows the most specific distribution of fishing. The two chief areas are the local banks and off Ecuador. The area off Central America may be fairly heavily exploited at times. The usually intensive fishery in the Gulf of Panama in the second quarter declines in this quarter. The area off central Mexico is almost not fished at this time, possibly owing to poor sea conditions.

Fourth quarter: Usually the pattern of the third quarter continues, though some diffusion of effort is evident. The area round the Galapagos Islands is exploited more than in the preceding two quarters. It is in this and the subsequent quarter (the first) that a fishery south of 5°S is likely to develop in certain years.

Generally, the skipjack predominate at the northern and southern ends of the fishery so that, in the last two quarters when these areas are preferred, the catch of skipjack often exceeds that of yellowfin. Nevertheless, the yellowfin evidently become more abundant than usual in the north in the third and fourth quarters, and in the south in the fourth quarter.

Figure 1. Map of the fishery (1951-1956) showing places referred to in the text and the statistical grid numbering system.

Figura 1. Mapa de la pesquería (1951-1956) que muestra los lugares a que el texto se refiere y el sistema de numeración en la cuadrícula estadística.

Figure 2a. The unweighted and weighted indices of density, by quarters, before elimination of data, from 1951 to 1956.

Figura 2a. Indice de densidad no ponderado e índice ponderado, por trimestres, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956.

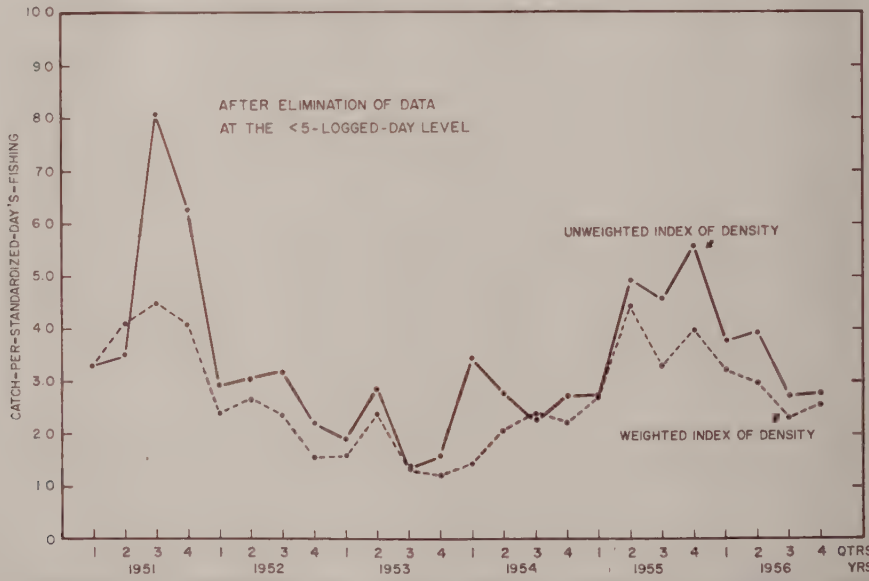


Figure 2b. The unweighted and weighted indices of density, by quarters, after elimination of data at the 5-logged-day level, from 1951 to 1956.

Figura 2b. Indice de densidad no ponderado e índice ponderado, por trimestres, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, de 1951 a 1956.

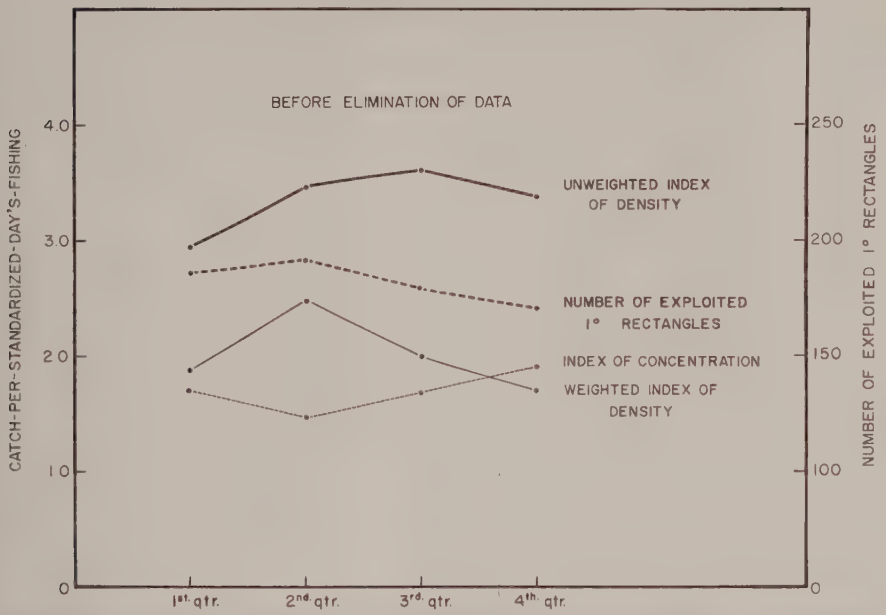


Figure 3a. Indices of density and concentration, and the number of one-degree rectangles, for the four average quarters, over the period 1951-1956, before elimination of data.

Figura 3a. Indices de densidad y de concentración y número de rectángulos de un grado, por los cuatro trimestres promediados en el período 1951 a 1956, antes de la eliminación de datos.

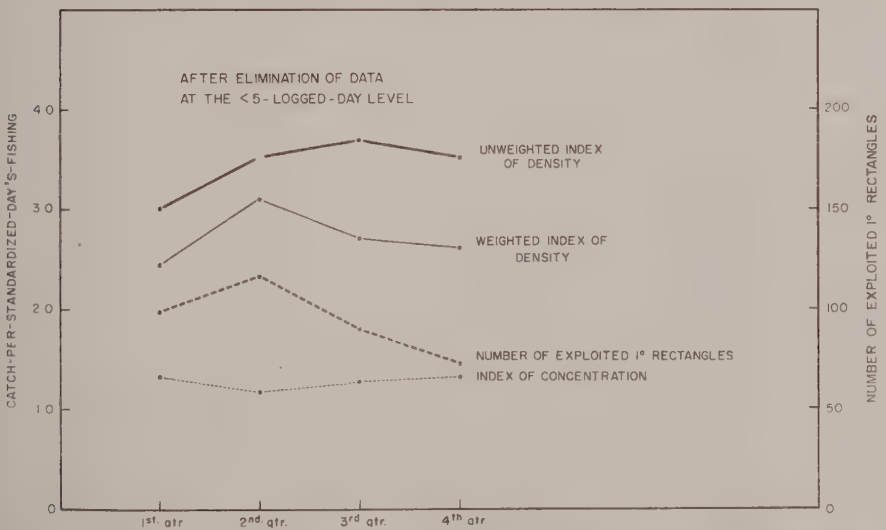


Figure 3b. Indices of density and concentration, and the number of one-degree rectangles, for the four average quarters over the period 1951-1956, after elimination of data at the 5-logged-day level.

Figura 3b. Indices de densidad y de concentración y número de rectángulos de un grado, por los cuatro trimestres promediados en el período 1951 a 1956, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

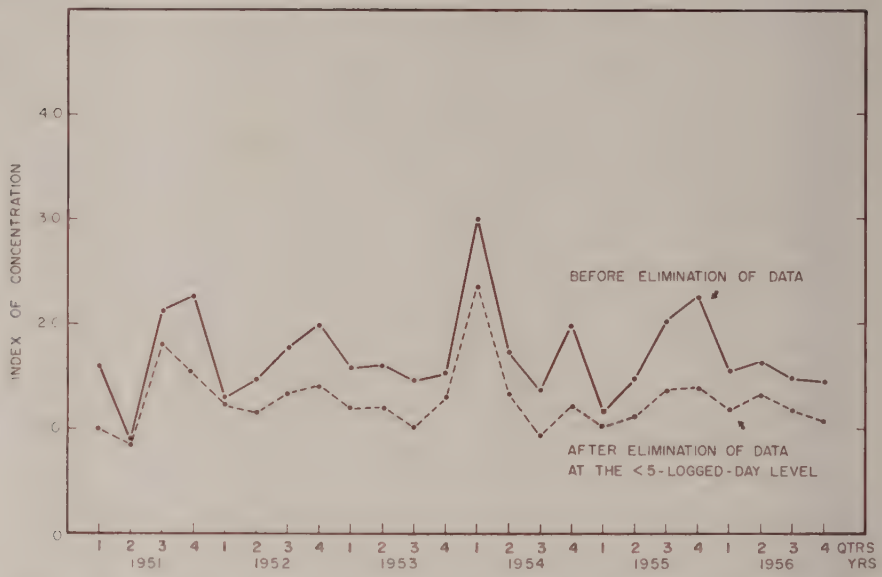

INDEX OF CONCENTRATION
4.0
3.0
2.0
0
BEFORE ELIMINATION OF DATA
AFTER ELIMINATION OF DATA
AT THE <5-LOGGED-DAY LEVEL
1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 QTRS
1951 1952 1953 1954 1955 1956 YRS

Figure 4ab. The index of concentration of effort, by quarters, before and after elimination of data, from 1951 to 1956.

Figura 4ab. Indice de concentración del esfuerzo, por trimestres, antes y después de la eliminación de datos, de 1951 a 1956.

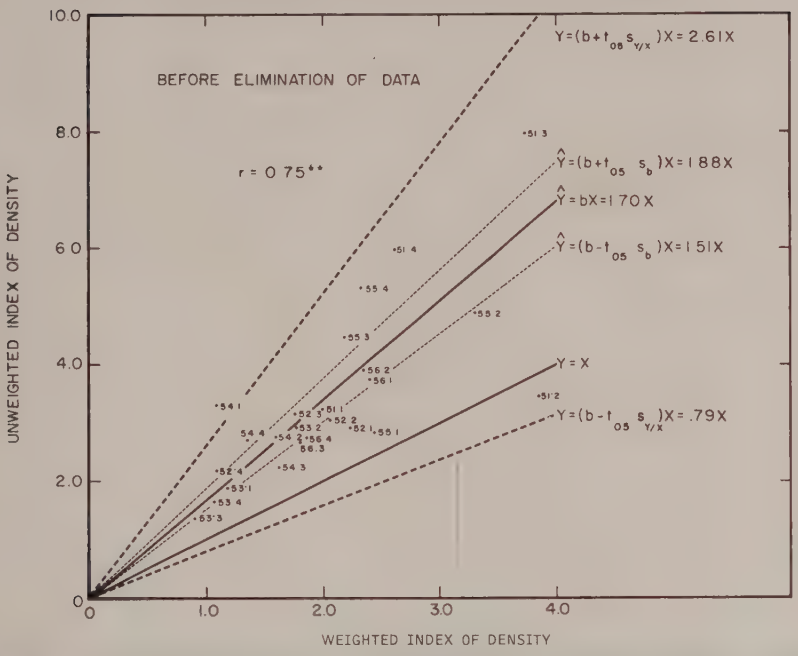


Figure 5a. Relationship between the unweighted index of density and the weighted index, by quarters, before elimination of data, from 1951 to 1956.

Figura 5a. Relación entre el índice de densidad no ponderado y el índice ponderado, por trimestres, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956.

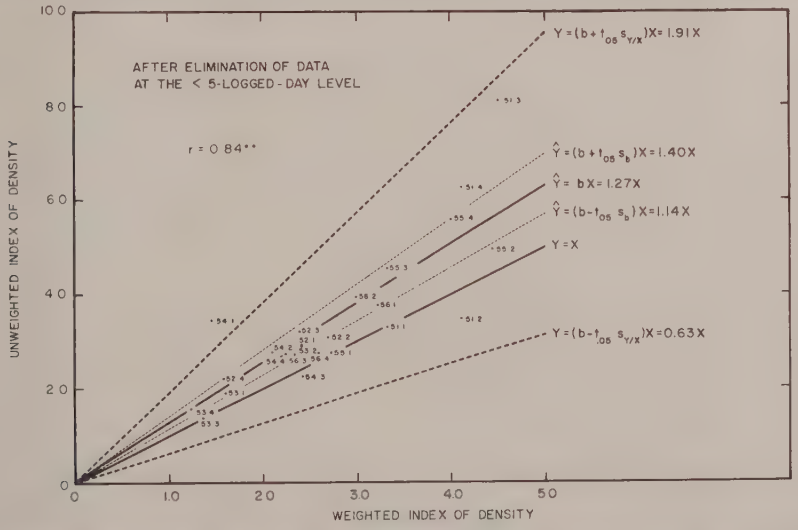


Figure 5b. Relationship between the unweighted index of density and the weighted index, by quarters, after elimination of data at the 5-logged-day level, from 1951 to 1956.

Figura 5b. Relación entre el índice de densidad no ponderado y el índice ponderado, por trimestres, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, de 1951 a 1956.

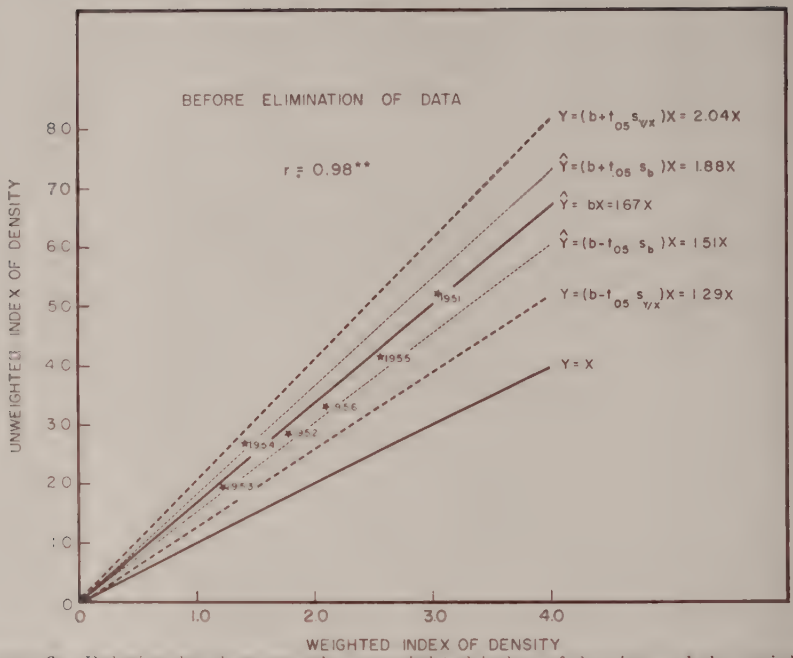


Figure 6a. Relationship between the unweighted index of density and the weighted index, by years, before elimination of data, from 1951 to 1956.

Figura 6a. Relación entre el indice de densidad no ponderado y el indice ponderado, por años, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956.

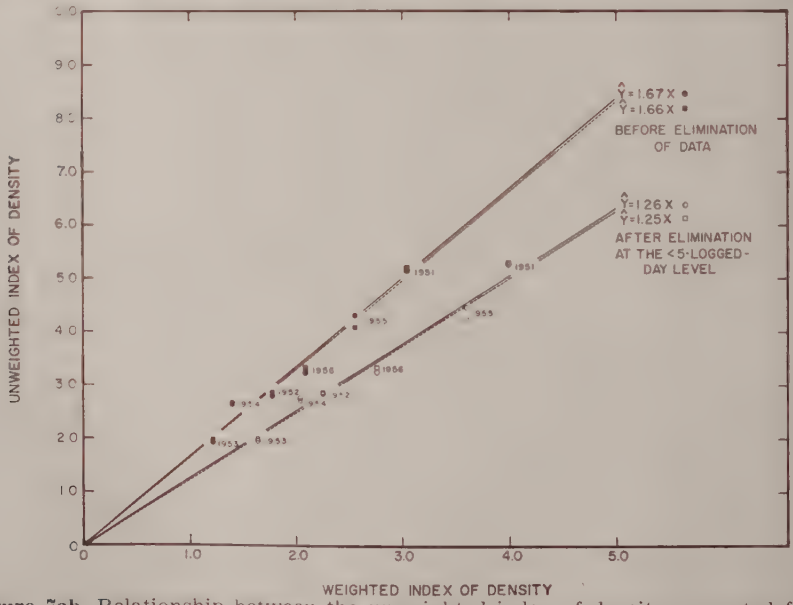


Figure 7ab. Relationship between the unweighted index of density computed from annual totals (■ □) and as the mean of the four quarterly values (● o), and the annual weighted index, before and after elimination of data, from 1951 to 1956.

Figura 7ab. Relación entre el indice de densidad no ponderado computado de los totales anuales (■ □) y como el promedio de los cuatro valores trimestrales (● o) y el indice de densidad anual, antes y después de la eliminación de datos, de 1951 a 1956.

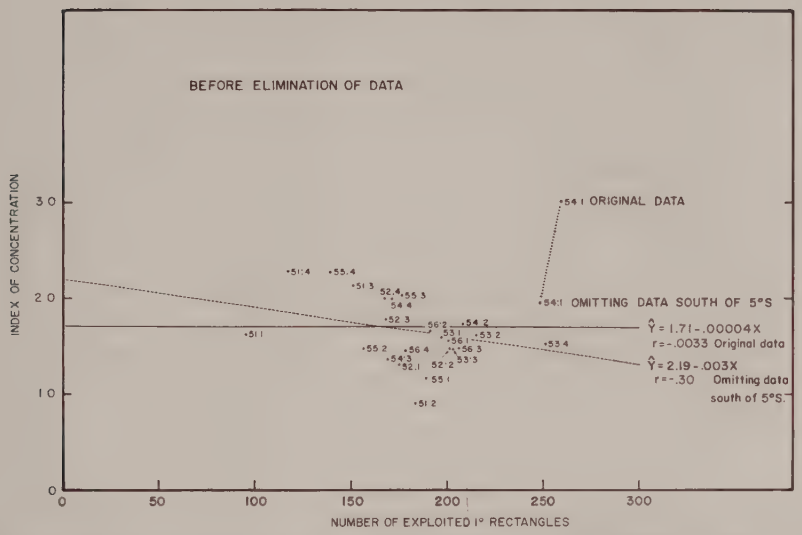

BEFORE ELIMINATION OF DATA
INDEX OF CONCENTRATION
NUMBER OF EXPLOITED 1° RECTANGLES
54:1 ORIGINAL DATA
54:1 OMITTING DATA SOUTH OF 5°S
Ŷ = 1.71 - .00004X
r = -.0033 Original data
Ŷ = 2.19 - .003X
r = -.30 Omitting data
south of 5°S.

Figure 8a. Relationship between the concentration index and the number of exploited one-degree rectangles, by quarters, before elimination of data, from 1951 to 1956. The solid line is the regression before modification of point 54:1, and the broken line is the regression after such modification.

Figura 8a. Relación entre el índice de concentración y el número de rectángulos de un grado explotados, por trimestres, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956. La línea sólida representa la regresión antes de la modificación del punto 54:1 y la línea de puntos es la regresión después de dicha modificación.

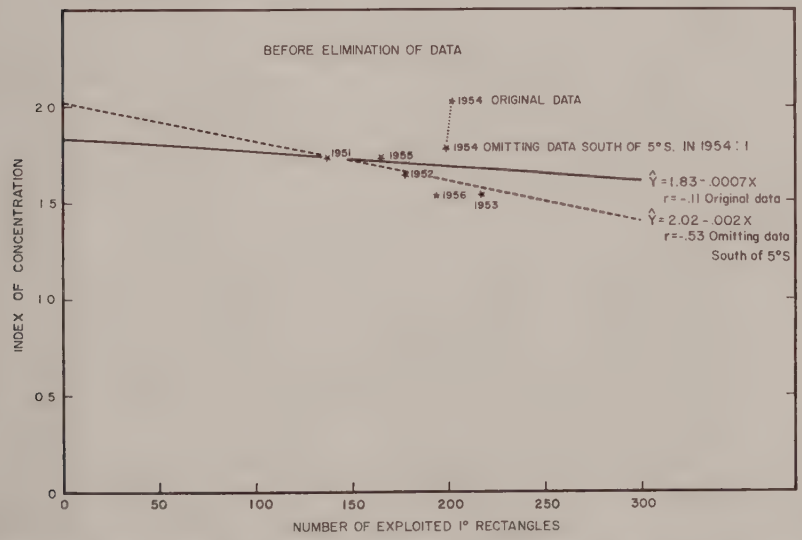

BEFORE ELIMINATION OF DATA
INDEX OF CONCENTRATION
NUMBER OF EXPLOITED 1° RECTANGLES
1954 ORIGINAL DATA
1954 OMITTING DATA SOUTH OF 5°S. IN 1954 : 1
Ŷ = 1.83 - .0007X
r = -.11 Original data
Ŷ = 2.02 - .002X
r = -.53 Omitting data
South of 5°S

Figure 9a. Relationship between the concentration index and the number of exploited one-degree rectangles, by years, before elimination of data from 1951 to 1956. (Regression lines are as in Figure 8a).

Figura 9a. Relación entre el índice de concentración y el número de rectángulos de un grado explotados, por años, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956. (Las líneas de regresión son como en la Figura 8a).

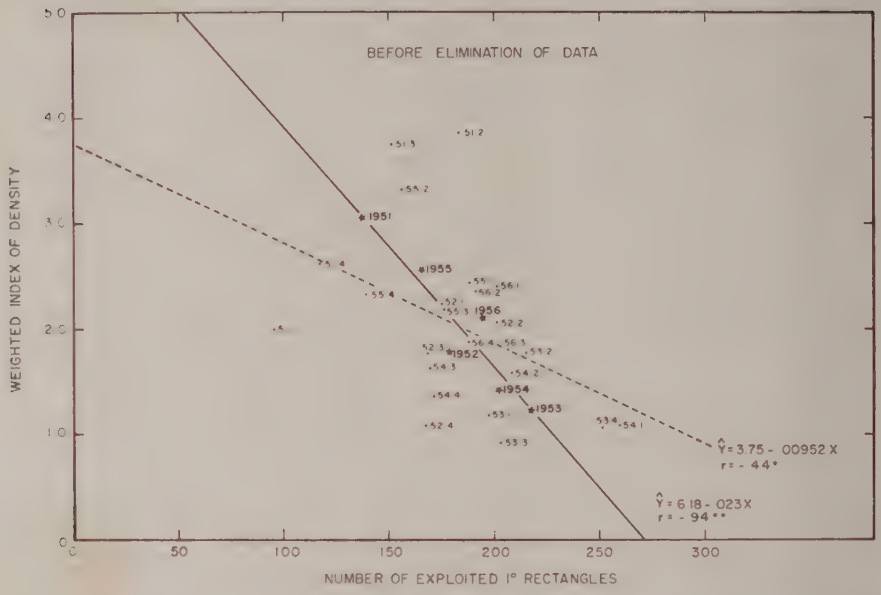


Figure 10a. Relationship between the weighted index of density and the number of exploited one-degree rectangles, by quarters and years, before elimination of data, from 1951 to 1956. The dotted line is the regression of the quarterly values and the solid line that of the annual values.

Figura 10a. Relación entre el índice de densidad ponderado y el número de rectángulos de un grado explotados, por trimestres y por años, antes de la eliminación de datos, de 1951 a 1956. La línea de puntos representa la regresión de los valores trimestrales y la línea sólida la regresión de los valores anuales.

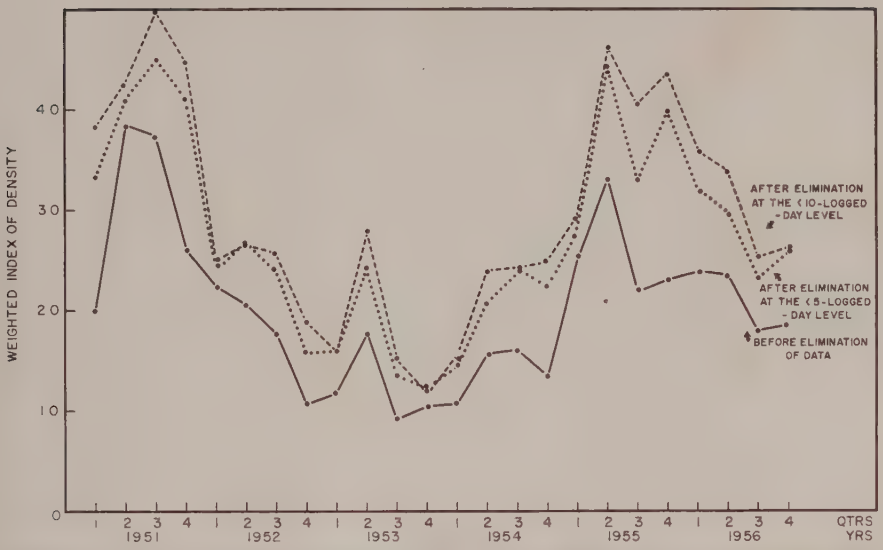

WEIGHTED INDEX OF DENSITY
0
10
20
30
40
AFTER ELIMINATION AT THE (10-LOGGED-DAY LEVEL
AFTER ELIMINATION AT THE (5-LOGGED-DAY LEVEL
BEFORE ELIMINATION OF DATA
1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 QTRS
1951 1952 1953 1954 1955 1956 YRS

Figure 11ab. The weighted index of density, by quarters, before elimination, after elimination at the 5-logged-day level, and after elimination at the 10-logged-day level, from 1951 to 1956.

Figura 11ab. Indice de densidad ponderado, por trimestres, antes de la eliminación y después de la eliminación a los niveles de 5 y 10 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, de 1951 a 1956.

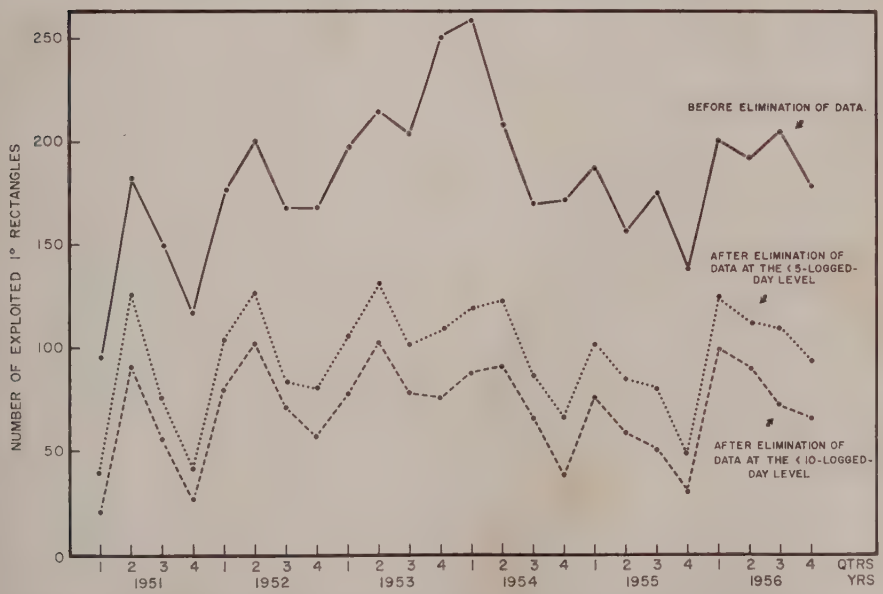
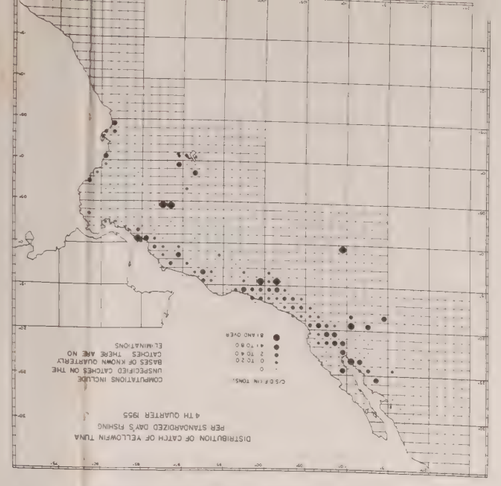
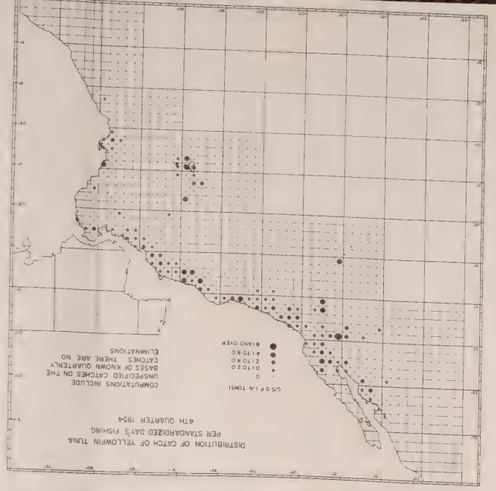
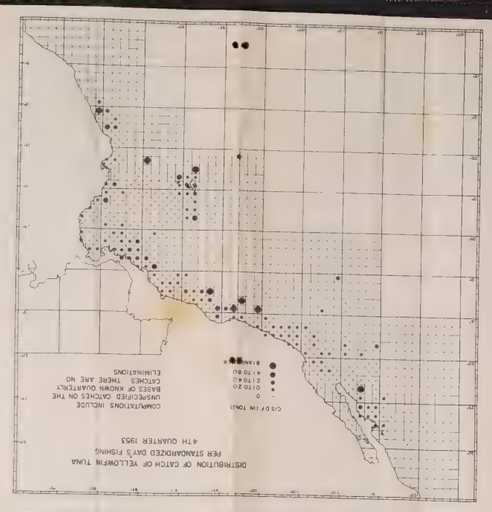

NUMBER OF EXPLOITED 1° RECTANGLES
0
50
100
150
200
250
BEFORE ELIMINATION OF DATA.
AFTER ELIMINATION OF DATA AT THE (5-LOGGED-DAY LEVEL
AFTER ELIMINATION OF DATA AT THE (10-LOGGED-DAY LEVEL
1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 1 2 3 4 QTRS
1951 1952 1953 1954 1955 1956 YRS

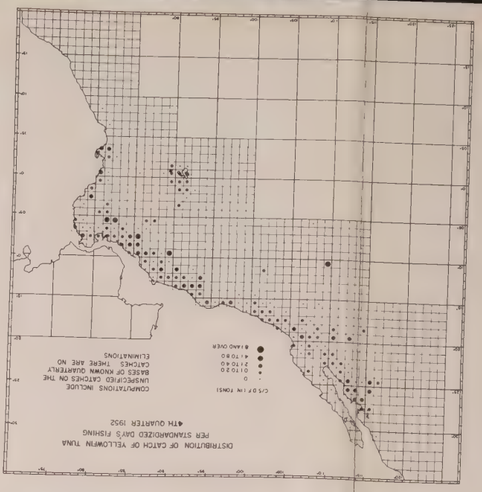
Figure 12ab. The number of exploited one-degree rectangles, by quarters, before elimination, after elimination at the 5-logged-day level, and after elimination at the 10-logged-day level, from 1951 to 1956.

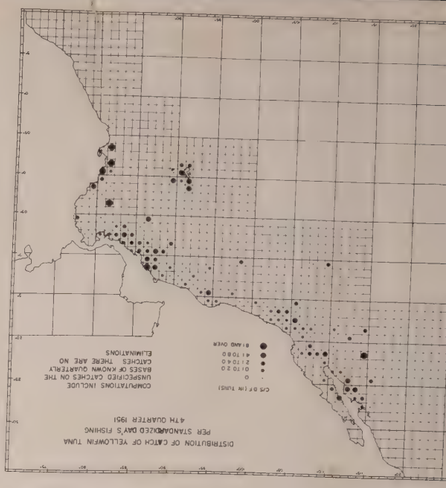
Figura 12ab. Número de rectángulos de un grado explotados, por trimestres, antes de la eliminación y después de la eliminación a los niveles de 5 y 10 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, de 1951 a 1956.

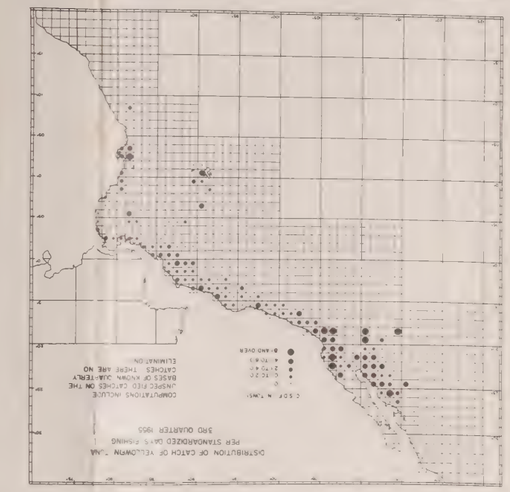

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1955
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

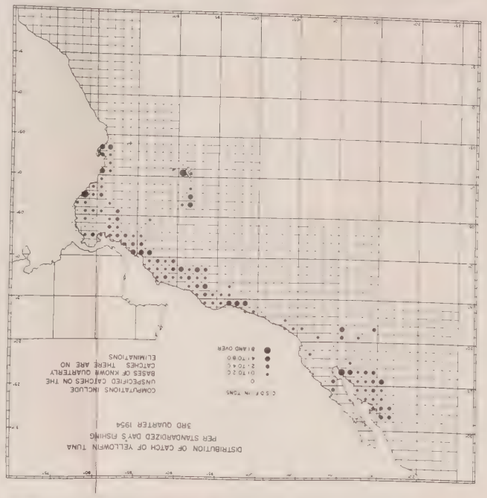

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1954
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

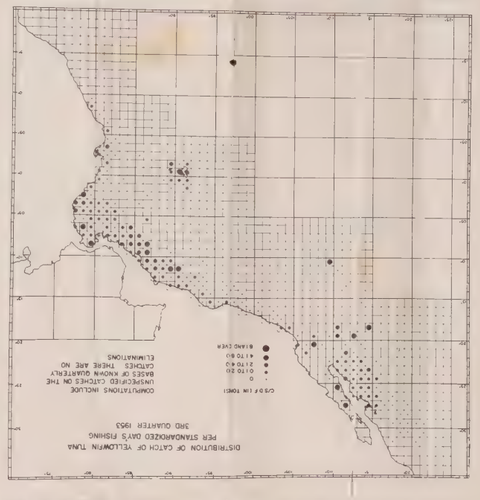

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1953
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

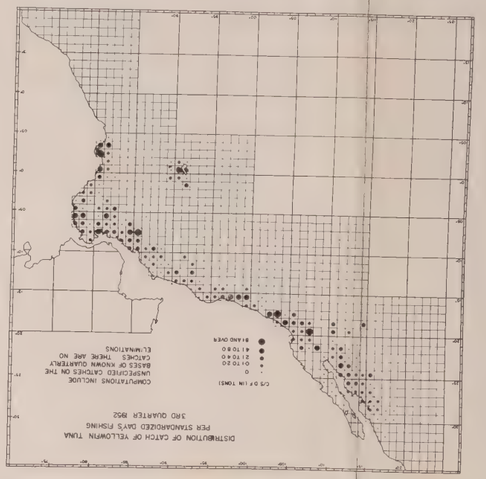

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1952
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

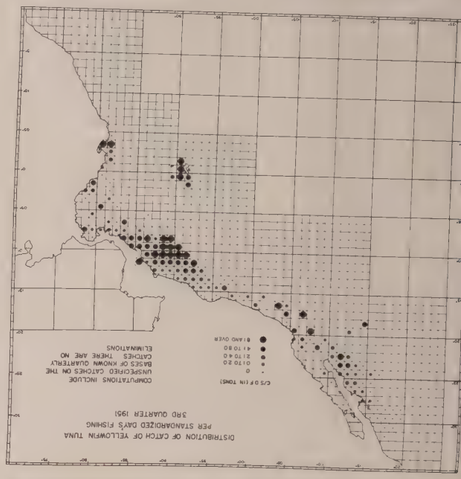

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1951
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

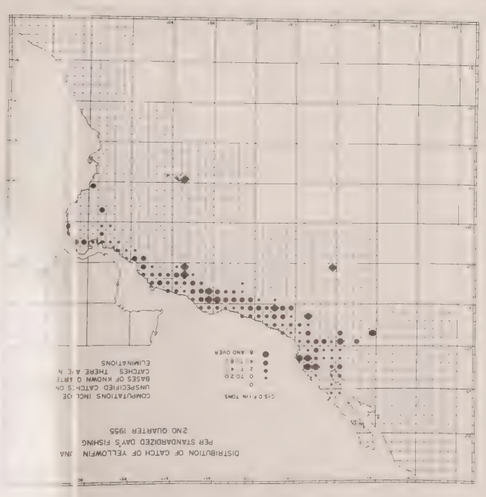

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1955
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

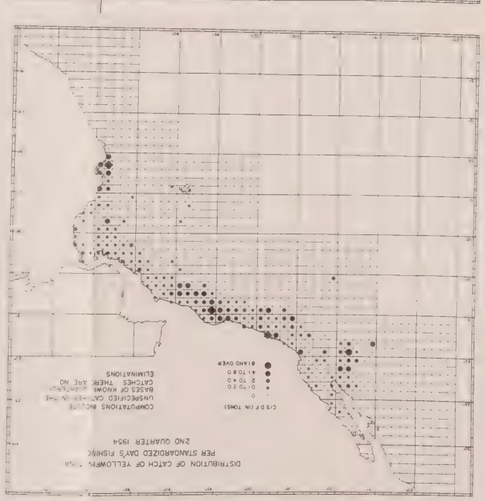

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1954
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

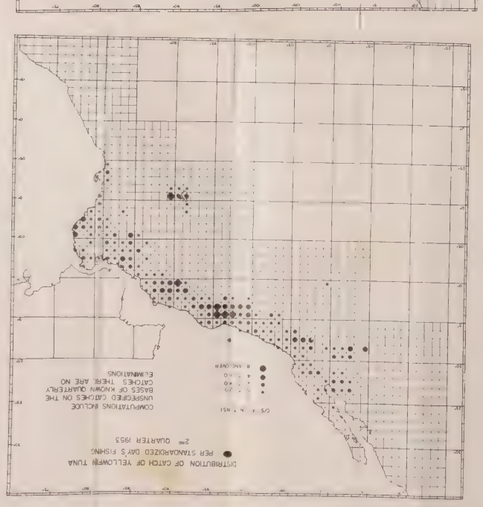

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1953
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

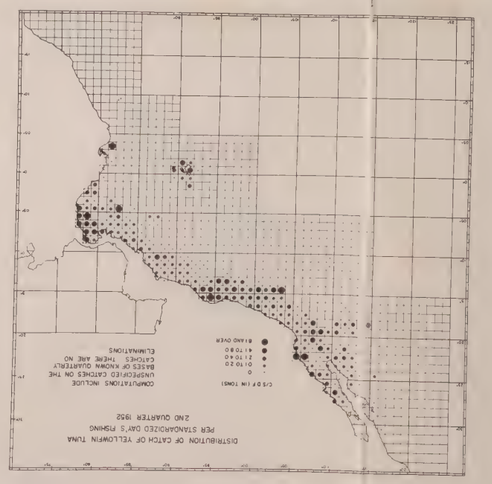

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1952
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

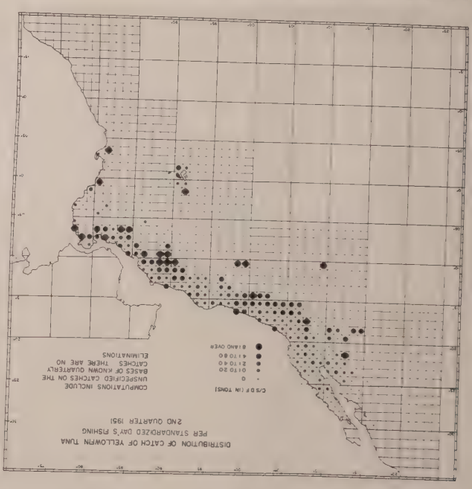

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1951
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

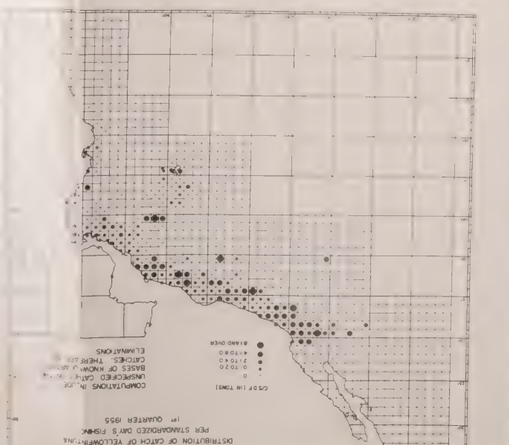

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1955
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

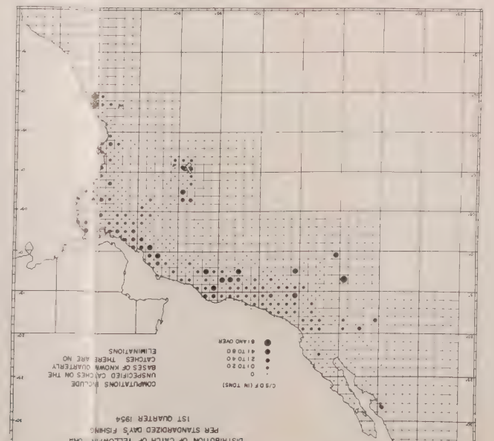

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1954
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

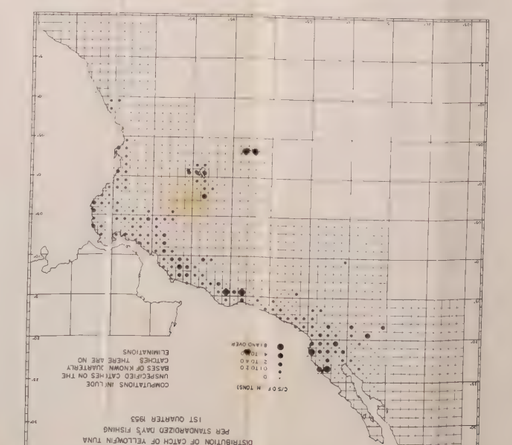

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1953
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

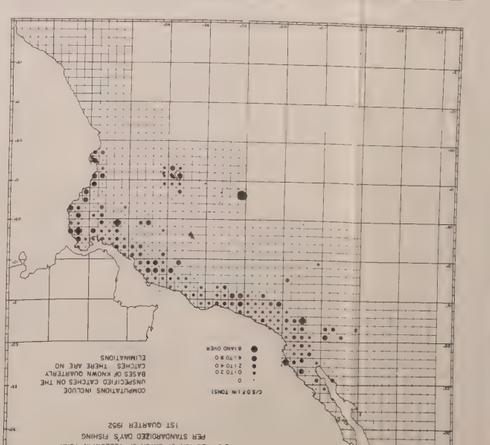

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1952
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

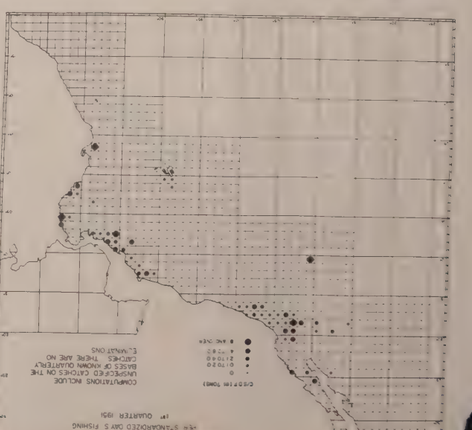

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1951
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER


DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1955
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER


DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1954
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER


DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1953
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER


DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1952
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER


DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1951
C/S OF FIN TONS
0 AND OVER

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1951

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1952

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1953

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1954

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
1ST QUARTER 1955

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 TO OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1951

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1952

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1953

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1954

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
2ND QUARTER 1955

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 TO OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1951

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1952

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1953

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1954

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
3RD QUARTER 1955

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1951

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1952

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1953

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1954

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

DISTRIBUTION OF CATCH OF YELLOWFIN TUNA
PER STANDARDIZED DAY'S FISHING
4TH QUARTER 1955

C/S D F (IN TONS)
- 0
- 0.1 TO 2.0
- 2.1 TO 4.0
- 4.1 TO 8.0
- 8.1 AND OVER

COMPUTATIONS INCLUDE UNSPECIFIED CATCHES ON THE BASES OF KNOWN QUARTERLY CATCHES USING DATA AFTER ELIMINATION

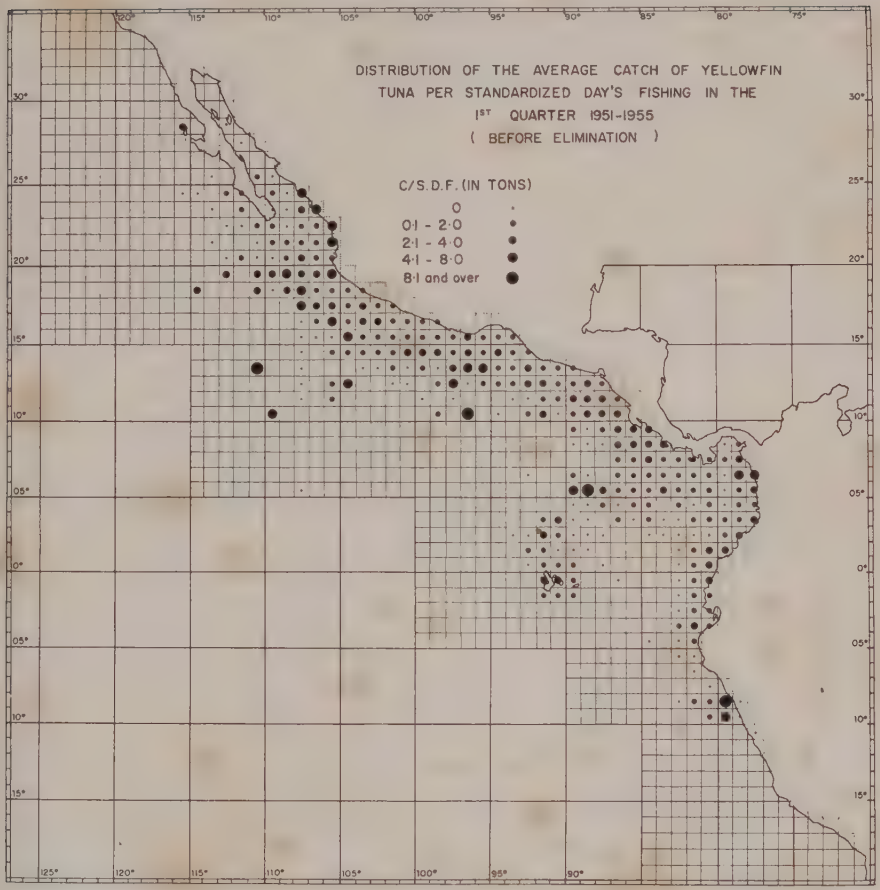

DISTRIBUTION OF THE AVERAGE CATCH OF YELLOWFIN TUNA PER STANDARDIZED DAY'S FISHING IN THE 1ST QUARTER 1951-1955
(BEFORE ELIMINATION)
C/S.D.F. (IN TONS)
0
0·1 - 2·0
2·1 - 4·0
4·1 - 8·0
8·1 and over

Figure 14a (i). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the first quarter for the years 1951-1955, before elimination of data.

Figura 14a (i). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el primer trimestre de los años 1951 a 1955, antes de la eliminación de datos.

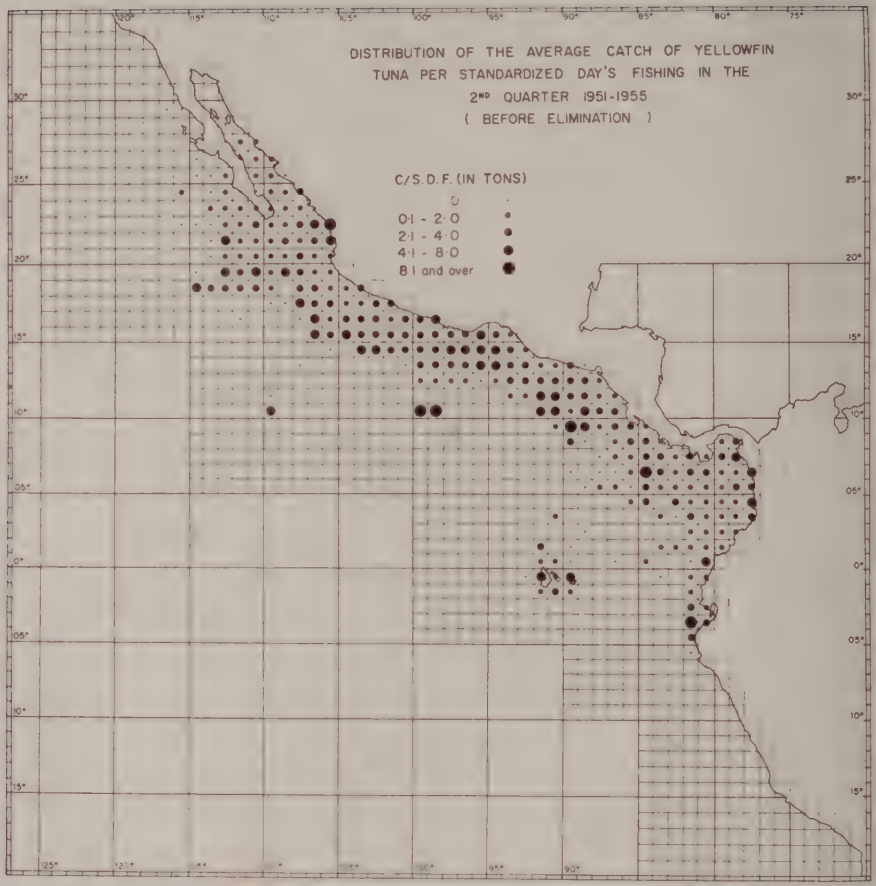


Figure 14a (ii). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the second quarter for the years 1951-1955, before elimination of data.

Figura 14a (ii). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el segundo trimestre de los años 1951 a 1955, antes de la eliminación de datos.

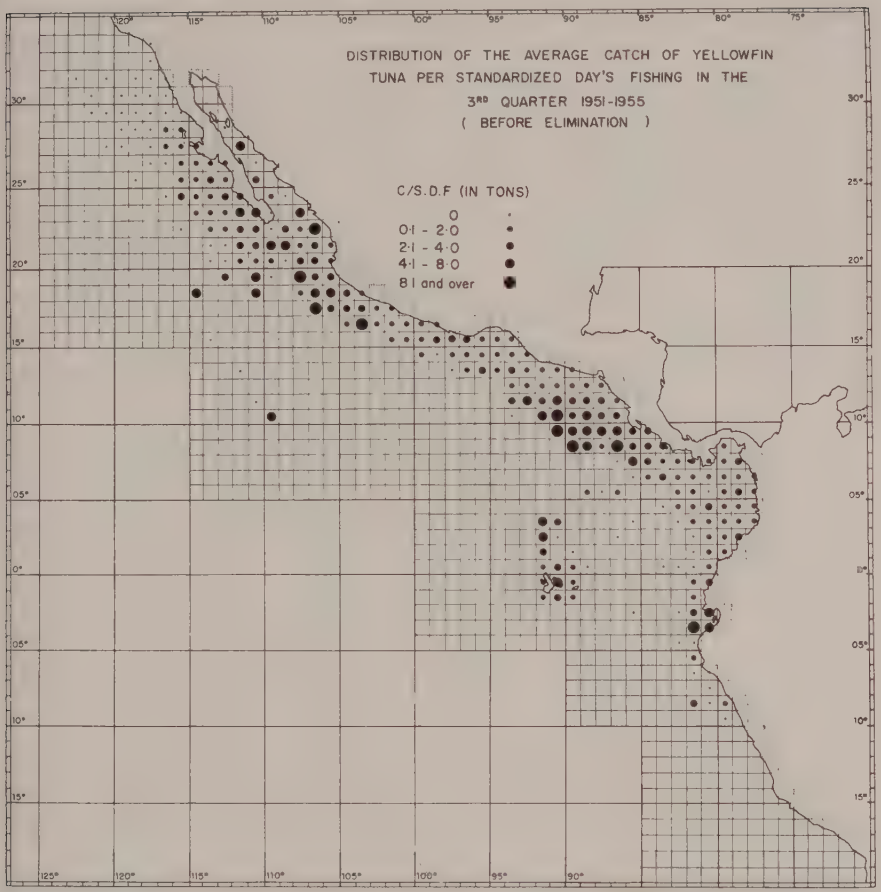


Figure 14a (iii). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the third quarter for the years 1951-1955, before elimination of data.

Figura 14a (iii). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el tercer trimestre de los años 1951 a 1955, antes de la eliminación de datos.

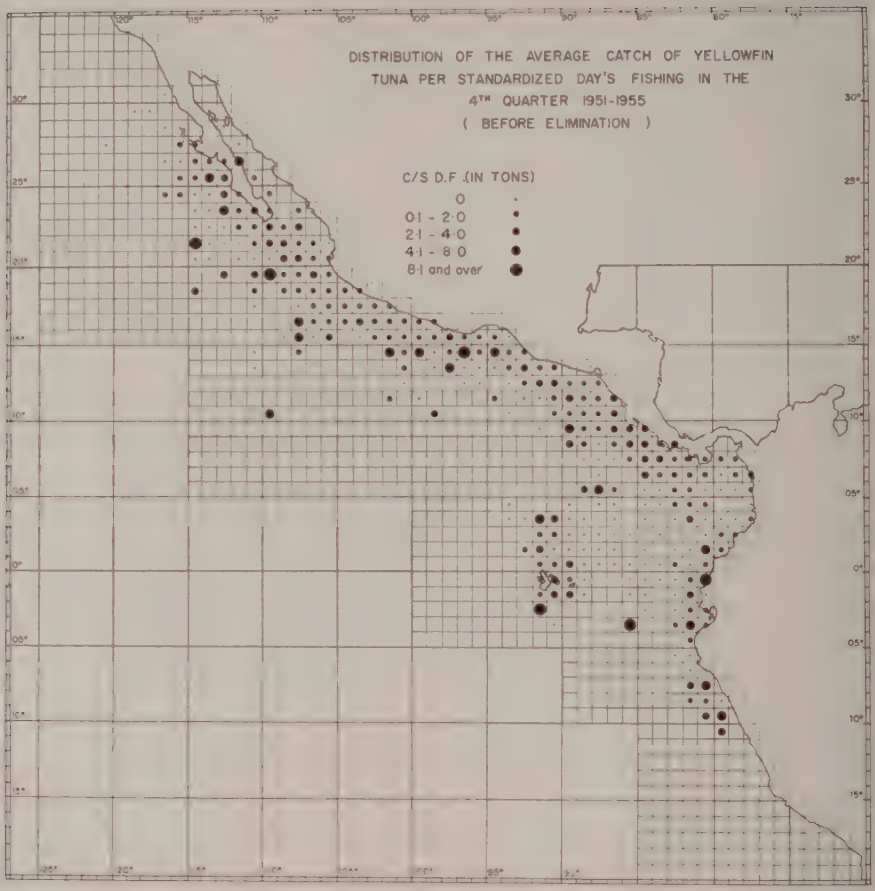


Figure 14a (iv). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the fourth quarter for the years 1951-1955, before elimination of data.

Figura 14a (iv). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el cuarto trimestre de los años 1951 a 1955, antes de la eliminación de datos.

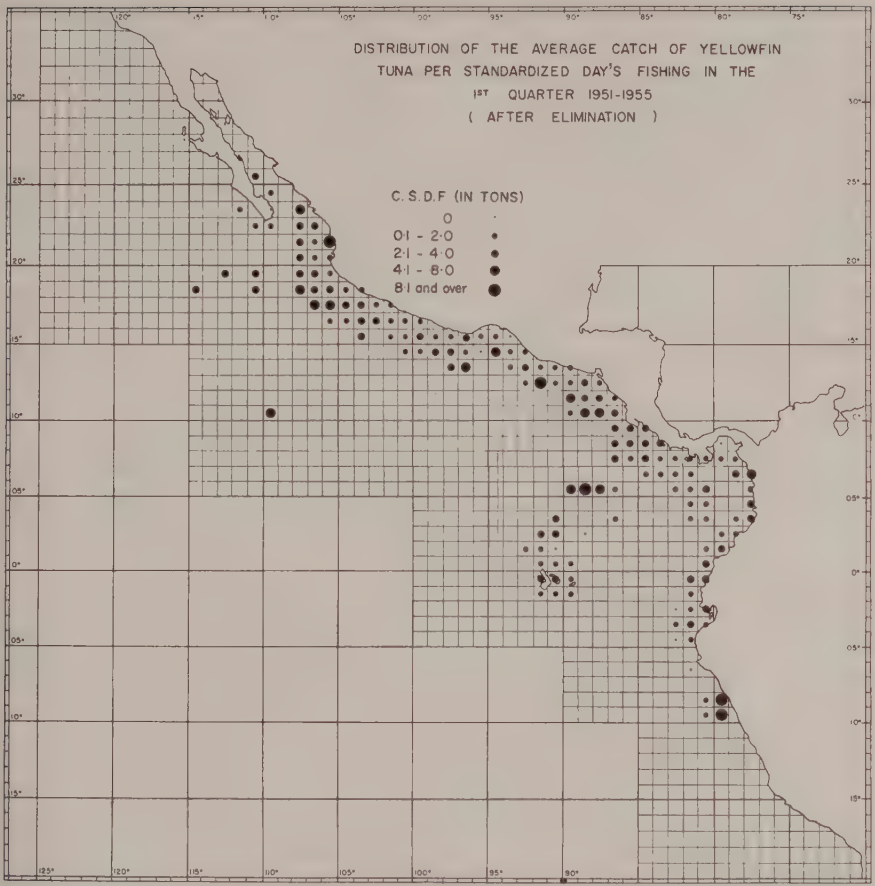


Figure 14b (i). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the first quarter for the years 1951-1955, after elimination of data at 5-logged-day level.

Figura 14b (i). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el primer trimestre de los años 1951 a 1955, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

Figure 14b (ii). Distribution of the average catch-per-standardized-day's fishing of yellowfin tuna in the second quarter for the years 1951-1955, after elimination of data at 5-logged-day level.

Figura 14b (ii). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el segundo trimestre de los años 1951 a 1955, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

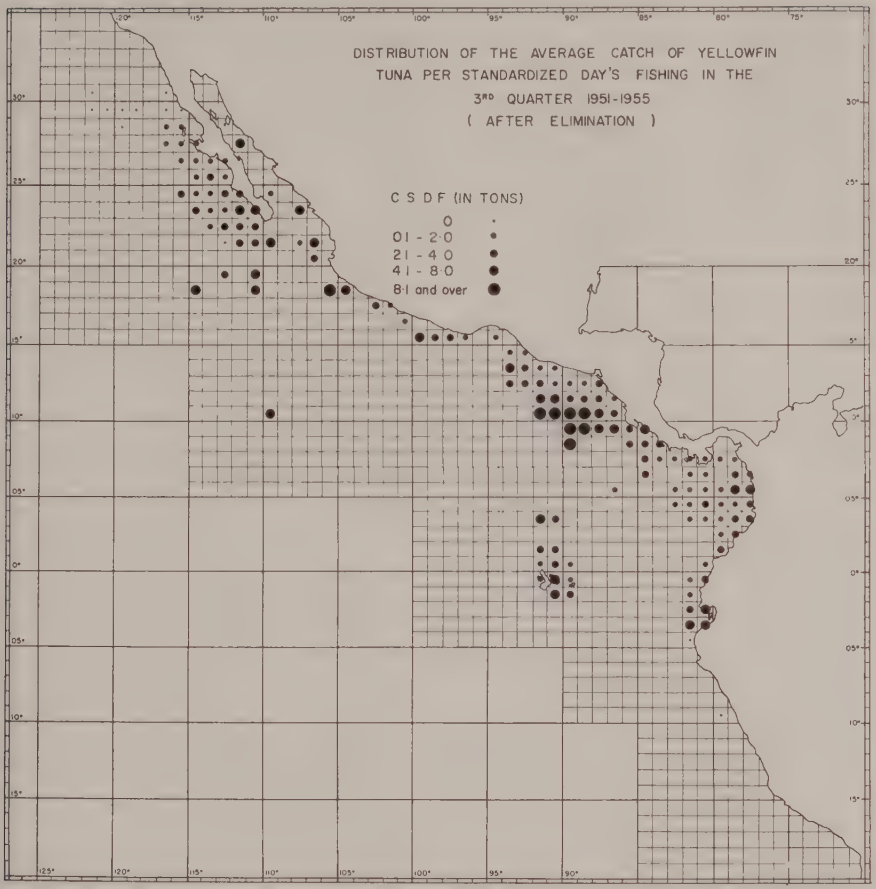

DISTRIBUTION OF THE AVERAGE CATCH OF YELLOWFIN
TUNA PER STANDARDIZED DAY'S FISHING IN THE
3RD QUARTER 1951-1955
(AFTER ELIMINATION)
C S D F (IN TONS)
0
01 - 2·0
2·1 - 4·0
4·1 - 8·0
8·1 and over

Figure 14b (iii). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the third quarter for the years 1951-1955, after elimination of data at 5-logged-day level.

Figura 14b (iii). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el tercer trimestre de los años 1951 a 1955, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

DISTRIBUTION OF THE AVERAGE CATCH OF YELLOWFIN
TUNA PER STANDARDIZED DAY'S FISHING IN THE
4TH QUARTER 1951-1955
(AFTER ELIMINATION)
C S D F (IN TONS)
0
01 - 20
21 - 40
41 - 80
81 and over

Figure 14b (iv). Distribution of the average catch-per-standardized-day's-fishing of yellowfin tuna in the fourth quarter for the years 1951-1955, after elimination of data at 5-logged-day level.

Figura 14b (iv). Distribución del promedio de la pesca estandarizada de atún aleta amarilla por día de actividad, por el cuarto trimestre de los años 1951 a 1955, después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

TABLE 1. Part of I.B.M. Report No. 1 for 1955 to show arrangement of information and subsequent computations (italics).

TABLA 1. Parte del Informe No. 1 de la I.B.M. correspondiente a 1955 para mostrar el arreglo de la información y las subsecuentes computaciones (itálicos).

1 Year	1° rectangle Degrees west	Degrees north	5 Quarter	6 Size class		7a *Effort in standardized days*	7 Logged effort (to the nearest half day)	8 Catch of yellowfin (to nearest quarter ton)		9 Catch of skipjack (to nearest quarter ton)		10 Catch specified as "yellowfin and skipjack"	11 Catch specified as "yellowfin and/or skipjack"
1 Año	Rectángulo de 1° Grados al oeste	Grados al norte	5 Trimestre	6 Clase tamaño		7a *Esfuerzo estandarizado por día de actividad*	7 Esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora (hasta el medio día más cercano)	8 Pesca de atún aleta amarilla (hasta el cuarto de la tonelada más cercana)		9 Pesca de barrilete (hasta el cuarto de la tonelada más cercana)		10 Pesca especificada como "atún aleta amarilla y barrilete"	11 Pesca especificada como "atún aleta amarilla y/o barrilete"
1955	5-080-	20	1	3		*10.66*	13.0	5.00		26.00		10.00	
1955	5-080-	20	1	4		*57.50*	57.5	77.50		155.00		27.00	1.00
1955	5-080-	20	1	5		*39.65*	32.5	18.25		124.25			
1955	5-080-	20	1	6		*9.54*	9.0	10.25		16.00			
					A	*117.35*	112.0	111.00	*1.03*‡	321.25	*2.98*‡	37.00	1.00
								9.76†		*28.24*†			
1955	5-080-	20	2	4		*5.50*	5.5	18.00		3.50			
1955	5-080-	20	2	5		*3.04*	2.5			.25			
1955	5-080-	20	2	6		*1.59*	1.5			2.00			
					B	*10.13*	9.5	18.00	*1.78*‡	5.75	*0.57*‡		
1955	5-080-	20	3	4		*14.50*	14.5	14.00		2.00		11.00	4.00
1955	5-080-	20	3	5		*9.15*	7.5	22.50		5.00			
1955	5-080-	20	3	6		*.53*	.5	.25					
					C	*24.78*	22.5	36.75	*1.99*‡	7.00	*0.38*‡	11.00	4.00
								12.60†		*2.40*†			
1955	5-080-	20	4	4		*3.50*	3.5	8.50					2.00
1955	5-080-	20	4	5		*1.22*	1.0						
					D	*4.72*	4.5	8.50	*2.22*‡		*0.00*‡		2.00
								2.00†		*0.0* †			
					E	*156.39*	148.5	174.25		334.00		48.00	7.00
1955	5-080-	25	1	3			2.5	8.00		18.00			
etc.													

A, B, C, and D: Effort and catch totals for the four quarters
E: Effort and catch totals for the whole year
A, B, C, y D: Totales del esfuerzo y de la pesca por los cuatro trimestres
E. Totales del esfuerzo y de la pesca por el año entero

† = pro-rated quantities
‡ = calculated quarterly catch-per-standardized-day's-fishing
† = Cantidades prorrateadas
‡ = Pesca estandarizada por día de actividad, calculada por el trimestre

TABLE 2a. Data before elimination.
TABLA 2a. Datos antes de la eliminación.

A Year	B Quarter	C Catch of yellowfin including pro-rated quantity	D Effort in standardized days	E Unweighted index of density Col. C ÷ Col. D	F Sum of c./s.d.f. averages of all 1° rectangles	G Number of exploited 1° rectangles	H Weighted index of density Col. F ÷ Col. G	I Index of concentration Col. E ÷ Col. H
Año	Trimestre	Pesca de atún aleta amarilla incluyendo cantidad prorrateada	Esfuerzo estandarizado por dias de actividad	Indice de densidad no ponderado Col. C ÷ Col. D	Suma de promedios de la p.e./d.a. en todos los rectángulos de 1°	Número de rectángulos de 1° explotados	Indice de densidad ponderado Col. F ÷ Col. G	Indice de concentración Col. E ÷ Col. H
1951	1	2844	890	3.20	189.5	95	1.99	1.61
	2	19564	5651	3.46	707.2	183	3.86	0.90
	3	29794	3740	7.97	565.4	151	3.74	2.13
	4	9704	1635	5.94	305.2	117	2.61	2.27
	Total	61906	11916	5.14† (5.20)	—	137†	3.05†	1.73†
1952	1	13907	4786	2.90	390.8	175	2.23	1.30
	2	17848	5899	3.02	413.3	201	2.06	1.47
	3	18287	5707	3.14	295.2	168	1.76	1.78
	4	10544	4880	2.16	180.2	167	1.08	2.00
	Total	60586	21272	2.81† (2.85)	—	178†	1.78†	1.64†
1953	1	8087	4364	1.85	230.5	197	1.17	1.58
	2	17230	6151	2.85	380.9	215	1.77	1.61
	3	7163	5366	1.33	184.7	203	0.91	1.46
	4	7976	4970	1.61	265.1	251	1.06	1.52
	Total	40456	20851	1.91† (1.94)	—	217†	1.23†	1.54†
1954	1	11746 } 5979 }	3624 } 3133 }	3.25 } 1.91 }	280.1 } 242.8 }	259 } 248 }	1.08 } 0.98 }	3.01 } 1.95 }
	2	14879	5439	2.73	329.4	208	1.58	1.73
	3	11180	5054	2.21	273.5	169	1.62	1.36
	4	8211	3102	2.68	230.0	171	1.35	1.99
	Total	46016 } 40249 }	17219 } 16728 }	2.72 } † (2.67) 2.38 } (2.41)	—	202 } † 199 }	1.41 } † 1.38 }	2.02 } † 1.76 }

TABLE 2a. (Continued)
TABLA 2a. (Continuación No. 2)

A Year	B Quarter	C Catch of yellowfin including pro-rated quantity	D Effort in standardized days	E Unweighted index of density Col. C ÷ Col. D	F Sum of c./s.d.f. averages of all 1° rectangles	G Number of exploited 1° rectangles	H Weighted index of density Col. F ÷ Col. G	I Index of concentration Col. E ÷ Col. H
Año	Trimestre	Pesca de atún aleta amarilla incluyendo cantidad prorrateada	Esfuerzo estandarizado por días de actividad	Indice de densidad no ponderado Col. C ÷ Col. D	Suma de promedios de la p.e./d.a. en todos los rectángulos de 1°	Número de rectángulos de 1° explotados	Indice de densidad ponderado Col. F ÷ Col. G	Indice de concentración Col. E ÷ Col. H
1955	1	10786	3832	2.81	457.1	187	2.44	1.15
	2	13265	2722	4.87	516.7	156	3.31	1.47
	3	14839	3361	4.42	383.0	176	2.18	2.03
	4	10042	1904	5.27	302.3	138	2.19	2.41
	Total	48932	11819	4.34† (4.14)	—	165†	2.53†	1.77†
1956	1	17997	4854	3.71	479.7	201	2.39	1.55
	2	15898	4093	3.88	449.8	191	2.35	1.65
	3	10128	3790	2.67	370.1	206	1.80	1.48
	4	9485	3528	2.69	331.4	178	1.86	1.45
	Total	53508	16266	3.24† (3.29)	—	194†	2.10†	1.53†

† = Average of corresponding quarterly averages.
(—) = Average from annual totals.
} = Values before / after } omitting data from south 5°S.

† = Promedio de los correspondientes promedios trimestrales.
(—) = Promedio de los totales anuales.
} = Valores antes / después } de omitir los datos al sur de los 5°S.

TABLE 2b. Data after elimination of all one-degree rectangles subjected to less than 5 logged days' effort in the quarter.

TABLA 2b. Datos después de la eliminación de todos los rectángulos de un grado sujetos a menos de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora.

A Year / Año	B Quarter / Trimestre	C Catch of yellowfin including pro-rated quantity / Pesca de atún aleta amarilla incluyendo cantidad prorrateada	D Effort in standardized days / Esfuerzo estandarizado por días de actividad	E Unweighted index of density Col. C ÷ Col. D / Indice de densidad no ponderado Col. C ÷ Col. D	F Sum of c./s.d.f. averages of all 1 rectangles / Suma de promedios de la p.e./d.a. en todos los rectángulos de 1	G Number of exploited 1 rectangles / Número de rectángulos de 1 explotados	H Weighted index of density Col. F ÷ Col. G / Indice de densidad ponderado Col. F ÷ Col. G	I Index of concentration Col. E ÷ Col. H / Indice de concentración Col. E ÷ Col. H
1951	1	2611	792	3.30	129.2	39	3.31	1.00
	2	19200	5533	3.47	518.1	125	4.10	0.85
	3	29365	3625	8.10	336.7	75	4.50	1.80
	4	9449	1512	6.25	168.2	41	4.10	1.52
	Total	60625	11462	5.28† (5.29)	—	70†	4.00†	1.29†
1952	1	13656	4656	2.93	249.6	104	2.40	1.22
	2	17675	5755	3.07	340.7	127	2.68	1.15
	3	17680	5529	3.20	199.5	84	2.38	1.34
	4	10461	4714	2.21	125.7	80	1.57	1.41
	Total	59472	20654	2.85† (2.88)	—	99†	2.26†	1.28†
1953	1	7967	4174	1.91	167.8	105	1.60	1.19
	2	17322	5951	2.91	314.5	131	2.40	1.21
	3	7066	5163	1.37	136.0	101	1.35	1.01
	4	7500	4705	1.59	132.7	108	1.23	1.29
	Total	39855	19993	1.95† (1.99)	—	111†	1.65†	1.18†
1954	1	11577 } 5816 }	3370 } 2893 }	3.44 } 2.01 }	173.1 } 137.2 }	119 } 114 }	1.45 } 1.20 }	2.37 } 1.68 }
	2	14722	5275	2.79	256.8	123	2.09	1.33
	3	11013	4912	2.24	209.7	87	2.41	0.93
	4	8051	2938	2.74	140.2	67	2.24	1.22
	Total	45363 } 39602 }	16495 } 16018 }	2.80 } † (2.75) } 2.45 } (2.47) }	— —	99 } † 98 }	2.05 } † 1.99 }	1.46 } † 1.29 }

TABLE 2b. (Continued)
TABLA 2b. (Continuación No. 2b)

A Year	B Quarter	C Catch of yellowfin including pro-rated quantity	D Effort in standardized days	E Unweighted index of density Col. C ÷ Col. D	F Sum of c./s.d.f. averages of all 1° rectangles	G Number of exploited 1° rectangles	H Weighted index of density Col. F ÷ Col. G	I Index of concentration Col. E ÷ Col. H
Año	Trimestre	Pesca de atún aleta amarilla incluyendo cantidad prorrateada	Esfuerzo estandarizado por días de actividad	Indice de densidad no ponderado Col. C ÷ Col. D	Suma de promedios de la p.e./d.a. en todos los rectángulos de 1°	Número de rectángulos de 1° explotados	Indice de densidad ponderado Col. F ÷ Col. G	Indice de concentración Col. E ÷ Col. H
1955	1	10543	3697	2.76	276.2	102	2.71	1.02
	2	12984	2621	4.95	376.6	85	4.43	1.12
	3	14587	3197	4.56	268.0	81	3.31	1.38
	4	9803	1753	5.59	195.3	49	3.99	1.40
	Total	47917	11269	4.47† (4.25)	—	79†	3.61†	1.28†
1956	1	17821	4717	3.78	397.9	124	3.21	1.18
	2	15640	3949	3.96	336.9	113	2.98	1.33
	3	9887	3617	2.73	255.1	110	2.32	1.18
	4	9293	3365	2.76	242.7	94	2.58	1.07
	Total	52641	15648	3.31† (3.36)	—	110†	2.77†	1.19†

† = Average of corresponding quarterly averages.

(—) = Average from annual totals.

} = Values before / after } omitting data from south of 5°S.

† = Promedio de los correspondientes promedios trimestrales.

(—) = Promedio de los totales anuales.

} = Valores antes / después } de omitir los datos al sur de los 5°S.

TABLE 3a. Indices of density and concentration, and the number of exploited one-degree rectangles, for the four average quarters over the period 1951-1956. (Before elimination of data)

TABLA 3a. Indices de densidad y de concentración y número de rectángulos de un grado explotados, correspondientes a los cuatro trimestres promediados por el período 1951-1956. (Antes de la eliminación de datos)

Variable	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter	
	1er. Trimestre	2do. Trimestre	3er. Trimestre	4to. Trimestre	Variable
Unweighted index of density	2.95	3.47	3.62	3.39	Indice de densidad no ponderado
Weighted index of density	1.88	2.49	2.00	1.71	Indice de densidad ponderado
Index of concentration	1.70	1.47	1.71	1.92	Indice de concentración
Number of exploited one-degree rectangles	186	192	179	171	Número de rectángulos de un grado explotados

TABLE 3b. Indices of density and concentration, and the number of exploited one-degree rectangles, for the four average quarters over the period 1951-1956. (After elimination of data at the 5-logged-day level). Figures in brackets are differences between values before and after elimination of data.

TABLA 3b. Indices de densidad y de concentración y número de rectángulos de un grado explotados, correspondientes a los cuatro trimestres promediados por el período 1951-1956. (Después de la eliminación de datos al nivel de 5 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora). Las cifras entre paréntesis son las diferencias entre los valores antes y después de la eliminación de datos.

Variable	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter	
	1er. Trimestre	2do. Trimestre	3er. Trimestre	4to. Trimestre	Variable
Unweighted index of density	3.02 (+0.07)	3.52 (+0.05)	3.70 (+0.08)	3.52 (+0.13)	Indice de densidad no ponderado
Weighted index of density	2.45 (+0.57)	3.11 (+0.62)	2.71 (+0.71)	2.62 (+0.91)	Indice de densidad ponderado
Index of concentration	1.33 (−0.37)	1.16 (−0.31)	1.27 (−0.44)	1.32 (−0.60)	Indice de concentración
Number of exploited one-degree rectangles	99 (−87)	117 (−75)	90 (−89)	73 (−98)	Número de rectángulos de un grado explotados

UN ESTUDIO SOBRE LA DENSIDAD DE LA POBLACION Y CONCENTRACION DEL ESFUERZO DE PESCA EN LA PESQUERIA DEL ATUN ALETA AMARILLA, *NEOTHUNNUS MACROPTERUS*, EN EL OCEANO PACIFICO ORIENTAL TROPICAL, DE 1951 A 1956

por

Raymond C. Griffiths

SUMARIO

Este estudio da a conocer cómo las estadísticas sobre la pesca y el esfuerzo de pesca de la pesquería del atún aleta amarilla, *Neothunnus macropterus*, en el Océano Pacífico Oriental Tropical, durante 1951 a 1956, han servido para computar: (i) dos índices del promedio de la densidad de la población; (ii) un índice de la concentración del esfuerzo en las áreas de mayor densidad de atún aleta amarilla disponible. Estos tres índices han sido luego usados para determinar: (i) la variación trimestral y anual en cada uno de ellos; (ii) la relación entre los dos índices de densidad; (iii) la relación de cada uno de los índices con el número de rectángulos de un grado explotados. Para evitar la extrema variación del muestreo a bajos niveles de esfuerzo, se eliminaron los datos de todos los rectángulos de un grado sujetos a menos de cinco días de actividad pesquera durante un trimestre según los registros de los cuadernos de bitácora, y las computaciones se repitieron para compararlas con las de los datos originales.

El índice de densidad, no ponderado por el área de la pesquería, es más variable que el índice así ponderado, antes y después de la eliminación de los datos de los rectángulos de un grado con un bajo nivel de esfuerzo†. No obstante, ambos índices tuvieron relativamente altos valores en 1951, los cuales declinaron a un bajo nivel en 1953 y subsecuentemente aumentaron a un segundo punto máximo en 1951, declinando otra vez en 1956. Los coeficientes de variación (C), obtenidos usando los datos trimestrales, son: 0.44 (BE, no ponderado) y 0.39 (BE ponderado); 0.45 (AE, no pon-

† Cuando ambos aparecen juntos en el texto, las estadísticas de las dos series de datos, antes y después de la eliminación, se indican por sus respectivos símbolos (BE) y (AE). En las indicaciones que aparecen en las Figuras y en las Tablas, "a" es usada para denotar los resultados antes de la eliminación, "b" para los resultados después de la eliminación y "ab" cuando ambas clases de resultados figuran conjuntamente.

derado) y 0.36 (AE, ponderado). Las variancias respectivas de los logaritmos (s^2 logs) de los valores trimestrales de los índices, que constituyen otra medida de la variación relativa, son: 0.031 (BE) y 0.029 (BE); 0.032 (AE) y 0.027 (AE).

El índice de concentración es menos variable que cualquiera de los dos índices de densidad. A pesar de que este índice, como los de densidad, tiene altos valores en 1951 y en 1955, no señala una declinación notoria en los años intermedios. Los coeficientes de variación son 0.26 (BE) y 0.24 (AE). Una nueva área, el banco de las 14 brazas (Figura 1), fué explotada en 1953:4†. En 1954:1 esta área fué excepcionalmente productiva en atún aleta amarilla, lo que afectó considerablemente el índice de concentración en ese trimestre. Consecuentemente, el índice fué modificado omitiendo en 1954:1 los datos al sur de los 5° S; después de esta modificación, el coeficiente de variación viene a ser 0.21 (BE) y 0.18 (AE).

Hay un coeficiente de correlación (r) de $+0.75^{**}$ (BE)‡ y $+0.84^{**}$ (AE) entre los dos índices de densidad. Esta relación está mejor descrita por una línea recta. El coeficiente de regresión (b) del índice no ponderado sobre el índice ponderado, es 1.70^{**} (BE) y 1.27^{**} (AE). El correspondiente coeficiente de correlación anual es 0.98^{**} (BE) y 0.99^{**} (AE), y el coeficiente de regresión anual es 1.67^{**} (BE) y 1.26^{**} (AE). El coeficiente de regresión es el promedio del índice de concentración por el período de seis años considerado. Los límites de confianza de b se dan en todos los casos.

Un índice de densidad puede predecirse por el otro, pero como generalmente es preferible predecir el índice ponderado por el índice no ponderado que es más fácilmente computable, la regresión debería ser del índice ponderado sobre el no ponderado. Este coeficiente de regresión es 0.62^{**} (BE) y 0.82^{**} (AE) en los datos trimestrales. Los límites de confianza, que aumentan con X_i son dados por otras gradientes. De este modo, el 95 por ciento de los límites fiduciales del valor medio de Y en cada valor de X_i son definidos por las gradientes $0.62^{**} \pm 0.07$ (BE) y $0.82^{**} \pm 0.07$ (AE). El 95 por ciento de los límites fiduciales de los valores individuales de Y en cada valor de X_i son dados por las gradientes $0.62^{**} \pm 0.33$ (BE) y $0.82^{**} \pm 0.34$ (AE).

El coeficiente de regresión anual para el propósito de predicción es 0.60^{**} (BE) y 0.80^{**} (AE). El 95 por ciento de los límites fiduciales del

† Esta notación para el año y el trimestre se usará de aquí en adelante, a menos que se especifique de otra manera.

‡ La hipótesis nula probada es la de que ρ y β (correlación de la población y coeficiente de regresión, respectivamente) equivalen a cero. La significación a $.01 < P < .05$ se indica con un asterisco y a $P < .01$ con dos asteriscos, sobreescritos al coeficiente dado.

valor medio de Y en cada valor de X, son dados por las gradientes $0.60^{**} \pm 0.05$ (BE) y $0.80^{**} \pm 0.05$ (AE); el 95 por ciento de los límites fiduciales de los valores individuales de Y a especificados valores de X, son dados por las gradientes $0.60^{**} \pm 0.12$ (BE) y $0.80^{**} \pm 0.12$ (AE).

La correlación entre el índice de concentración y el número de rectángulos de un grado explotados, N, es $r = -0.0033$ (BE) y -0.19 (AE). El punto correspondiente a 1954:1 es marcadamente divergente sin embargo, debido al efecto sobre el índice de concentración de las recientemente explotadas agregaciones de atún aleta amarilla al sur de los 5° S. Consecuentemente, al omitir estos datos (sur de los 5° S) mejora la correlación: $r = -0.31$ (BE) y -0.22 (AE). Los correspondientes valores anuales muestran también una mejora, a pesar de que no alcanzan el nivel de significación de .05: $r = -0.11$ (BE) y -0.20 (AE), y después de la modificación de 1954:1, $r = -0.53$ (BE) y -0.67 (AE).

La correlación entre el índice ponderado de densidad y el número de rectángulos de un grado explotados, es $r = -0.44^{*}$ (BE) y -0.40^{*} (AE). Los valores anuales dan las correlaciones de $r = -0.94^{**}$ (BE) y -0.87^{*} (AE).

La correlación entre el índice no ponderado y el número de rectángulos de un grado explotados, es $r = -0.50^{*}$ (BE) y -0.44^{*} (AE) para los valores trimestrales. Para los valores anuales, $r = -0.94^{**}$ (BE) y -0.92^{**} (AE).

La eliminación de los datos de los rectángulos de un grado sujetos a menos de cinco días de actividad pesquera en cada trimestre, según los registros de los cuadernos de bitácora, comprende, en promedio, la eliminación del 2 por ciento de la pesca, 4 por ciento del esfuerzo y 48 por ciento de los rectángulos de un grado. En consecuencia, hay cambios en los valores numéricos de los índices: en promedio, el índice no ponderado de densidad adquiere un aumento de 2.5 por ciento; el índice ponderado aumenta en un 35 por ciento y el índice de concentración disminuye un 25 por ciento.

Las distribuciones de trimestre a trimestre de los promedios de pesca por día estandarizado de actividad por rectángulos de un grado, explican los cambios generales de la pesquería. A pesar de que estos cambios son aparentes en las Figuras, se necesita cautela al interpretarlos. Las áreas importantes de pesca son:

Primer trimestre: Frente a la parte central de México, América Central, norte de América del Sur y las Islas Revillagigedo.

Segundo trimestre: Las mismas localidades indicadas en el primer trimestre, pero con un cambio hacia los bancos locales

(frente a Baja California) y con una importante pesquería en la región del Golfo de Panamá.

Tercer trimestre: Principalmente en los bancos locales y frente al Ecuador y Perú (banco y cerro submarino de Guayaquil).

Cuarto trimestre: Las mismas localidades indicadas en el tercer trimestre, pero probablemente menos definidas las áreas.

INTRODUCCION

La pesquería de atún aleta amarilla, *Neothunnus macropterus*, en el Océano Pacífico Oriental Tropical es conducida conjuntamente con la del barrilete, *Katsuwonus pelamis*, ya que la misma flota explota ambas especies más o menos inparcialmente. Consecuentemente, es difícil sacar conclusiones del estudio de la pesquería del atún aleta amarilla sin considerar los efectos de la pesquería del barrilete. A causa de esta limitación, algunas de las conclusiones con respecto al atún aleta amarilla son tentativas.

En el curso del presente estudio, los nombres *atún aleta amarilla* y *barrilete* son usados específicamente, en tanto que *atún* sólo se emplea para referirse a ambas especies.

La pesquería se extiende doscientas millas fuera de la costa, entre los 30° N y aproximadamente los 10° S y también se realiza alrededor de algunas islas (Revillagigedo, Clipperton, Cocos y las Galápagos) varios centenares de millas fuera del continente (Figura 1). No se conoce todavía satisfactoriamente la razón de la agregación de atunes alrededor de estas islas (Schaefer, 1958).

No ha sido determinada aún la estructura de la población del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico Oriental Tropical, a pesar de que se cree en la existencia de subpoblaciones. Sin embargo, los estudios morfométricos no han proporcionado evidencia de que dichas subpoblaciones existan (Broadhead, 1959); de estos estudios morfométricos hay adecuada evidencia para separar el atún aleta amarilla del Océano Pacífico Oriental Tropical del de otras regiones del Océano Pacífico (Godsil y Greenhood, 1951; Schaefer, 1952; Royce, 1953).

La pesquería del atún aleta amarilla explota principalmente peces cuya longitud es menos de un metro. R. C. Hennemuth (comunicación personal), ha demostrado que las longitudes de los peces más pequeños capturados están distribuídas alrededor de un valor modal de 50-60 cm. (con un bias debido al rechazo de peces debajo del límite legal). Después

de un año, estos atunes aleta amarilla crecen hasta longitudes que se distribuyen alrededor de un valor modal de 80-90 cm. y un año después este modo ha progresado hasta los 120 cm. Schaefer y Marr (1948) encontraron tres modos similares en el atún aleta amarilla muestreado frente a la América Central. El grupo modal más pequeño podría representar peces de uno a dos años de edad, siendo un año la edad más probable. Consecuentemente, se considera que la pesquería depende principalmente de los peces de uno, dos y tres años.

Los barcos de carnada son el elemento predominante de la flota pesquera de atún. Estos clípers pescan carnada (principalmente anchovetas, varias otras anchoas, sardinas y arenques) y la mantienen viva en tanques en que circula agua de mar; estos tanques, que son espacios separados en forma de cajas, en número de diez más o menos, se encuentran debajo del puente principal y pueden ser refrigerados. En la popa, con la boca sobre el puente superior, hay dos o tres tanques pequeños llamados cajas en los que también se guarda la carnada. Estos se rellenan desde abajo, haciendo espacio al mismo tiempo para el atún fresco que se va pescando, el cual se preserva en los tanques congelado y en salmuera. Cuando se tiene a la vista un cardumen de atún, el barco se acerca y el hombre encargado de echar la carnada (llamado "chummer"), de pie sobre el puente superior de popa y debajo de un dosel protector, arroja la carnada viva (llamada en inglés "chum") para atraer el cardumen a comer en la superficie y mantenerse cerca de la embarcación. Los pescadores, parados en barandillas que cuelgan del lado de babor hacia la popa de la nave, pescan los atunes con caña y anzuelo, provisto éste de carnada artificial; o, si el atún no muerde bien, se utiliza carnada viva en el anzuelo. En ningún caso se usa anzuelo con púa; esto facilita el desprender el pescado. Algunas veces los atunes muerden tan activamente que cada pescador puede coger un pez de tamaño regular cada pocos segundos; de esta manera un bote puede coger de 10 a 20 toneladas en una hora. Pero mucho depende de la actitud de los atunes, de la carnada y su condición, así como de otros factores que se discutirán posteriormente. Cuando el atún aleta amarilla es de mayor tamaño (el barrilete pocas veces pesa más de 20 libras), se forman equipos de dos, tres, o cuatro (muy raras veces cinco) pescadores juntos que manipulan sus cañas y cuerdas unidas por un eslabón a un cable de alambre con sólo un anzuelo al extremo. De esta manera, atunes aleta amarilla que pesan de cincuenta a doscientas libras pueden ser puestos a bordo sin dificultad. Sin embargo, pocos cardúmenes de atunes aleta amarilla para equipos de tres a cinco cañas han sido vistos en años recientes. Esto se debe probablemente a los efectos de la pesquería sobre los stocks de atunes aleta amarilla (Broadhead, 1957).

Los barcos se organizan en grupos (a pesar de que algunos pescan independientemente) los que mantienen un sistema de mutua información sobre las condiciones y perspectivas de la pesca. Debido a la competencia,

existe poca cooperación entre los grupos. Para darse una completa idea de la pesquería de atún, es aconsejable consultar a Godsil (1938) y a Shimada y Schaefer (1956).

Asociado a los barcos de carnada está el elemento menor de la flota, los barcos rederos. La mayor parte del esfuerzo de estos barcos en la captura de atún se efectúa en los dos primeros trimestres del año; en los dos trimestres restantes, muchos de los barcos rederos se dedican especialmente a la pesca de sardinas. Scofield (1951) ha dado una descripción completa de la pesquería de atunes con redes. En el presente estudio no han sido incluídas las estadísticas correspondientes a la pesca con barcos rederos.

El objeto principal del presente trabajo es el de computar los índices de la densidad de población y un índice de la concentración del esfuerzo de pesca en las áreas de mayor densidad de atún aleta amarilla en el Océano Pacífico Oriental Tropical y mostrar su variación trimestral y anual. También se examina en este estudio la relación entre cada uno de estos índices y la extensión de la pesquería, según el número de rectángulos de un grado que se explotan. El propósito secundario es la representación de la pesquería del atún aleta amarilla en la distribución trimestral de los promedios de la captura por unidad de esfuerzo, por unidad de área (rectángulos de un grado).

Un estudio de Shimada y Schaefer (1956) muestra los cambios en el esfuerzo de pesca, en la abundancia y en el rendimiento de la pesquería del atún aleta amarilla y barrilete en el Océano Pacífico Oriental Tropical, hasta 1954. Shimada (1958) presentó en mapas la distribución geográfica de las pescas de ambas especies en la misma región durante los años 1952 a 1955. Sin embargo, estos autores no examinaron los cambios trimestrales. Gulland (1955, 1956), para las pesquerías de la platija (plaice) y la merluza (haddock) en el Mar del Norte, formuló métodos similares a los que se emplean en este trabajo.

A pesar de que algunos patrones de barcos atuneros han llevado buenos registros de la pesca durante muchos años, el registro formal y regular de la producción y del esfuerzo no comenzó sino en 1951 cuando la flota fué provista de cuadernos de bitácora especialmente preparados por la Comisión. El presente estudio solamente incluye los años 1951 a 1956.

LOS DATOS

Su fuente y extensión

Los cuadernos de bitácora preparados por la Comisión Interamericana del Atún Tropical constituyen la fuente de información usada en este

estudio; actualmente, más del 90 por ciento de los barcos pesqueros los llevan. Se obtuvieron tan pocos datos antes de 1951 que no se pudieron usar en este análisis.

Debido a que los barcos rederos (con unas pocas excepciones) no pescan el atún aleta amarilla durante todo el año y a la dificultad de transformar el esfuerzo de los dos tipos de pesca a unidades compatibles, se consideró mejor usar sólo los datos obtenidos de los barcos de carnada. Siendo éstos, como se ha dicho, el elemento predominante de la flota (durante los años 1951 a 1956 operaron entre 160 y 225 barcos de carnada y entre 50 y 78 barcos rederos), el uso de las estadísticas provenientes de los barcos de carnada exclusivamente no podría conducirnos a errores extremos. Los barcos de carnada explotan todas las áreas en donde pescan los rederos, con una posible excepción—el Golfo de Panamá—en donde los primeros pescan irregularmente. En promedio, la flota de barcos de carnada con base en California pesca tres o cuatro veces más atún aleta amarilla que la flota de barcos rederos.

Aun cuando la mayor parte de los barcos de carnada opera desde los puertos del sur de California, unos pocos tienen su base en el Perú y en Puerto Rico. Los datos de estos últimos han sido incluídos en las tabulaciones desde 1953; representando solamente no más del 5 por ciento de la pesca total.

Los barcos de carnada probablemente explotan el atún aleta amarilla en toda su extensión. Sin embargo, la localización costera de la carnada tiende a restringir el esfuerzo de pesca en zonas lejos de la costa, mar afuera, aun cuando en conjunto la flota explora todas las áreas capaces de producir atún aleta amarilla en cantidades comerciales.

La pesca y el esfuerzo se registran por tiempo y espacio y esta información se transcribe de acuerdo con el sistema de cuadriculado de áreas estadísticas (*vide infra*) que tiene establecido la Comisión. Los patrones de los barcos estiman con apreciable exactitud sus pescas diarias de ambas especies (Shimada, 1958), aun cuando muchas veces anotan conjuntamente pescas de "atún aleta amarilla y barrilete", o dejan de mencionar la especie; en cuyo caso la producción se tabula como "atún aleta amarilla y/o barrilete". Esta información no es de tanta utilidad como cuando la pesca se especifica claramente; pero en el curso del desarrollo de la cooperación brindada por los patrones de los barcos, el porcentaje de las pescas no especificadas se ha reducido de 15 por ciento en 1951 a 6 por ciento en 1956.

Las divisiones primarias del sistema de cuadriculado para las áreas estadísticas se hacen a cada quinto grado de longitud oeste de Greenwich y a cada quinto grado de latitud alrededor del ecuador y se las clasifica

por las coordenadas del sureste. Estos rectángulos de cinco grados tienen divisiones secundarias de un grado, en longitud y latitud, numeradas del 1 al 25 en cada rectángulo de cinco grados. En la Figura 1 se muestra el área de la pesquería (con ilustración de las regiones en que se ha pescado regularmente y las explotadas en forma irregular en determinado número de años), la numeración de las áreas estadísticas y los lugares a que se hace referencia en el texto.

Los datos usados representan alrededor del 80 por ciento del esfuerzo total y de la pesca total de atún aleta amarilla lograda por todos los barcos de carnada en el Océano Pacífico Oriental Tropical y alrededor de un 65 por ciento de la totalidad de atún aleta amarilla pescado en esta misma área por los barcos de carnada y los barcos rederos combinados. En el período objeto del presente estudio, se pescaron aproximadamente cantidades iguales de atún amarilla y de barrilete.

Procedimiento rutinario con los datos

Los cuadernos de bitácora muestran la pesca, el esfuerzo, la localidad donde se pesca, la clase de embarcación, así como otras informaciones. Al analizar la información de los cuadernos de bitácora se localiza el lugar de la pesca en el rectángulo de un grado a que corresponde por el sistema de cuadriculado y se clasifica la embarcación en una clase de tamaño arbitraria determinada por su capacidad para el transporte de pescado (Shimada y Schaefer, 1956). Las clases de tamaño son las siguientes: Clase 1, hasta 50 toneladas; Clase 2, de 51 a 100 toneladas; Clase 3, de 101 a 200 toneladas; Clase 4, 201 a 300 toneladas; Clase 5, de 301 a 400 toneladas; Clase 6, más de 401 toneladas. La información tomada de los barcos se anota luego en tarjetas de la International Business Machine Company, las que pueden ser seleccionadas y tabuladas por diversos métodos. De estas tarjetas se obtienen informes que tabulan los datos de cada año como sigue:

Informe No. 1: por rectángulos de un grado, por clases de tamaño, por trimestres.

Informe No. 2: por rectángulos de un grado, por clases de tamaño, por año.

Informe No. 3: por rectángulos de cinco grados, por clases de tamaño, por trimestres.

Informe No. 4: por rectángulos de cinco grados, por clases de tamaño, por año.

Los datos usados en este trabajo corresponden al Informe No. 1. Los factores de eficiencia empleados para estandarizar el esfuerzo se han calculado por el Informe No. 4.

La estandarización del esfuerzo es como sigue: La razón del promedio de la pesca anual por unidad de esfuerzo de cada clase de tamaño con respecto a la clase de tamaño 4, se computa por cada rectángulo de cinco grados. La media geométrica de las razones de cada clase es luego calculada para dar un factor de eficiencia a cada clase de tamaño. Estos factores se emplean para modificar (mediante multiplicación) el esfuerzo real o registrado en los cuadernos de bitácora, estandarizándolo de este modo con respecto a la eficiencia de un barco de la Clase 4 (Shimada y Schaefer, 1956).

Como algunas pescas no han sido especificadas adecuadamente, el promedio de la pesca estandarizada por día de actividad sería subestimado en muchos rectángulos de un grado si no se incluyera la pesca no especificada. En consecuencia, las cantidades no especificadas se prorratean a cada especie en cada rectángulo de un grado, de acuerdo a las pescas especificadas conocidas de cada trimestre. Ocasionalmente, cuando no hay datos de las pescas especificadas trimestrales como base para el prorrateo, se acude a los totales anuales. Muy rara vez, cuando no hay pescas especificadas trimestrales o anuales, el total no especificado se divide igualmente entre las dos especies, en cualquiera de los rectángulos de un grado en un trimestre dado.

Los resultados de este procedimiento aparecen en la Tabla 1 que es parte del Informe No. 1 de la I.B.M. por el año 1955, mostrando cómo los datos son arreglados por la máquina I.B.M., con subsecuentes cálculos en itálicas. (Los factores de eficiencia por ese año son: Clase 1, 0.31; Clase 2, 0.53; Clase 3, 0.82; Clase 4, 1.00; Clase 5, 1.22; Clase 6, 1.06).

El esfuerzo estandarizado que se indica en la columna 7a. de la Tabla 1, se deriva del esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora en la columna 7, por multiplicación por los factores de eficiencia. Las pequeñas itálicas en las columnas 8 y 9 son las sumas prorrateadas de las pescas no especificadas en las columnas 10 y 11, hileras A, C y D. Las itálicas entre las columnas 8 y 9 en las líneas A, B, C y D, son los promedios de la pesca estandarizada por día de actividad (incluyendo las cantidades prorrateadas). Estas se computan al dividir la pesca total de atún aleta amarilla (o barrilete) por el total del esfuerzo estandarizado. Se debe anotar que el esfuerzo usado para computar el promedio del atún aleta amarilla es el mismo usado para computar el promedio del barrilete (página 118).

METODOS

Algunas consideraciones teóricas

Es de utilidad considerar primero ciertos términos empleados en este estudio: *Abundancia* es el número total (o peso) de los peces en la población (Marr, 1951). *Densidad* es el número o peso de los peces por unidad de área o volumen (área es el término apropiado en este caso por tratarse de una pesquería de superficie). La diferencia entre estos dos términos es nominal si se considera la misma área. *Disponibilidad* es el grado (porcentaje) en que la población de peces es accesible a la pesquería (Marr, 1951). Hay dos conceptos comprendidos en este término: (i) los peces no pueden ser pescados debido a factores que afectan la aplicación del esfuerzo de pesca; (ii) los peces no pueden ser pescados debido a su actitud. Marr (1951) califica estos factores de extrínsecos e intrínsecos, respectivamente. El clima y la dispersión de los peces son dos factores extrínsecos comunes. *Dispersión* se emplea para indicar la extensión geográfica de una población de peces, a un tiempo dado.

Si se supone que, en promedio, una unidad de esfuerzo de pesca (un día estandarizado de actividad pesquera en la pesquería de los barcos de carnada) produce la captura de una determinada cantidad de peces, la pesca estandarizada por día de actividad puede ser tomada como un índice de la abundancia o densidad de la población de peces en el área en que se ha realizado el esfuerzo. Este índice mide la abundancia aparente o la densidad aparente que están relacionadas con la verdadera abundancia o densidad por la disponibilidad.

Dos índices trimestrales de la densidad aparente pueden ser computados. El primero es el del promedio de la pesca estandarizada por día de actividad que se calcula al dividir la pesca trimestral total por el total del esfuerzo trimestral estandarizado. El segundo es la media ponderada de la pesca estandarizada por día de actividad en cada rectángulo de un grado, siendo la ponderación el tamaño de las subáreas. Se computa mediante la suma de los promedios de las pescas estandarizadas por día de actividad en cada uno de los rectángulos de un grado, por el número de rectángulos explotados en un trimestre dado. Se considera que todos los rectángulos de un grado tienen áreas iguales, incluyendo aquellos parcialmente en tierra, porque el esfuerzo a menudo no es uniforme dentro de cualquier rectángulo de un grado cualquiera que sea su localización. Para adaptar los conceptos a la terminología de Gulland (1956), a este segundo índice se le da el nombre de índice de densidad *ponderado* y al primero, por contraste, índice de densidad *no ponderado*. (El término *ponderado* se refiere al área. Si la ponderación fuera de acuerdo con la cantidad de esfuerzo en cada rectángulo de un grado, la terminología tendría que ser en sentido contrario, porque el primer índice es el más sensible a la cantidad y a la distribución del esfuerzo).

Para un trimestre dado, el índice de densidad no ponderado es:

$$\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i$$

donde y_i es la pesca en i^{imo} rectángulo de un grado

e_i es el esfuerzo en i^{imo} rectángulo de un grado

N es el número de rectángulos de un grado explotados

y el índice de densidad ponderado es:

$$\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i) \Big/ N$$

Un ejemplo idealizado (por ejemplo, libre de error por el muestreo) muestra la diferencia usual entre estos dos índices. Consideremos dos regiones de igual área: *A* tiene un índice de densidad verdadero de cinco toneladas por día de esfuerzo y *B* tiene un índice de una tonelada por día de esfuerzo. El promedio ponderado del índice de densidad es $(5 + 1)/2 = 3$ toneladas por día de esfuerzo. Asumamos que la disponibilidad es constante y que las densidades especificadas no cambian en el período considerado. Si *A* y *B* son objeto, digamos, de cinco días de esfuerzo cada una, la pesca total es de 30 toneladas $[(5 \times 5) + (5 \times 1)]$ y el total del esfuerzo es de diez días $(5 + 5)$, de manera que el promedio no ponderado es $30/10 = 3$ toneladas por día de esfuerzo; es decir, el mismo resultado. Pero supongamos que se realizan nueve días de esfuerzo en el área *A* y solamente uno en el área *B*. El índice de densidad ponderado no sufre cambio. Sin embargo, la pesca total viene a ser cuarenta y seis toneladas $[(9 \times 5) + (1 \times 1)]$ y el total del esfuerzo permanece en 10 días $(9 + 1)$; de manera que el índice de densidad no ponderado es $46/10 = 4.6$ toneladas por día de esfuerzo. Esto significa que si el esfuerzo se concentra en áreas de alta densidad de atún disponible, el índice de densidad no ponderado es mayor que el índice ponderado y la razón entre los dos es el índice de esta concentración. De allí que el índice de concentración del esfuerzo es:

$$\left[\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i\right]\left[N \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)\right]$$

Si la mayoría de la pesca se hace en áreas de una densidad más alta que el promedio, la razón sobrepasará, la unidad.

En conexión con esto, es de interés un estudio similar que hizo Gulland (1956) aplicado a la pesquería de la platija y la merluza en el Mar del Norte. Este autor dice:

". . . hemos de suponer que para un rastreo determinado:—

$$d_i = cD_i$$

en donde d_i = pesca en i^{mo} rastreo
D_i = densidad de la población de peces en la posición de i^{mo} rastreo
c = constante

esto es, un solo rastreo tomará, en promedio, una proporción determinada de los peces existentes . . ." (Esto asume que la disponibilidad es constante (c), en promedio). ". . . Sin embargo, dentro de nuestra suposición, cuando los resultados de diversos rastreos se combinan, tenemos:—

$$d_i = cD_i$$

o, si tomamos la media

$$\overline{d} = c\overline{D}$$
$$= c'D$$

en donde $\overline{d}$ = pesca media por arrastre, o sea pesca por unidad de esfuerzo
$\overline{D}$ = promedio de la densidad de peces en las posiciones de pesca
D = promedio de la densidad de peces en toda la región
c' = constante

La constante c' es diferente de c (generalmente mayor) porque la pesca usualmente se efectúa donde los peces son más abundantes, de manera que el promedio de la densidad en las posiciones de pesca es mayor que el promedio en toda el área. Como sólo estamos tratando de encontrar una cantidad proporcional a la densidad, o abundancia, no es necesario, o desde luego posible, conocer el valor de c'. Entonces, estrictamente, no hay posibilidad de bias pero un efecto análogo será el de cambios estables a largo plazo en el valor promedio de c', particularmente de un año a otro."

Gulland (*op. cit.*) enumera las siguientes causas probables de variación en c':

"i) Variaciones aleatorias de un rastreo a otro
ii) Clima
iii) Actitud de los peces
iv) Pericia de los pescadores
v) Cambios en la distribución de la flota en el espacio y en el tiempo
vi) Cambios en la fuerza y tamaño de los barcos, en el tipo de artes de pesca, etc."

Algunas de estas causas son pertinentes a la pesquería de los barcos de carnada y nos ocuparemos de ellas más adelante (página 116). Gulland considera que (v) y (vi) son importantes fuentes de variación. Los cambios en la distribución de la flota en el espacio y en el tiempo, (v), son importantes en la pesquería del atún.

". . . El efecto de la variación en la distribución de la pesca en una localidad pesquera es difícil de estimar, pero el efecto de la concentración puede ser estimado y admitido, siempre que haya disponible una información detallada.

Supongamos que toda la región está dividida en cierto número de pequeñas subáreas y que se conoce la pesca lograda y el esfuerzo realizado en cada una de ellas. Podemos entonces formular, para una subárea cualquiera (*i*ma subárea):

$$D_i = \frac{1}{c} d_i$$

en donde D_i = densidad en *i*ma subárea

c = constante

d_i = pesca por unidad de esfuerzo en *i*ma subárea

asumiendo que los efectos de una distribución no uniforme dentro del área pueden ser tomados como una constante.

Luego, si N_i = número total de peces en *i*ma subárea

a_i = área de *i*ma subárea

y símbolos similares sin el subvalor "*i*" representan los valores en toda la región, entonces

$$\begin{aligned} N &= \Sigma\, N_i \\ N_i &= a_i D_i \\ N &= aD \\ \therefore\ ad &= N = \Sigma\, a_i D_i \\ &= \Sigma\, a_i \frac{1}{c} D_i \dagger \\ \therefore\ &= \frac{1}{c} \frac{\Sigma\, a_i D_i}{a} \dagger \end{aligned}$$

es decir, que el índice de densidad es la media ponderada de la pesca por unidad de esfuerzo en cada subárea, siendo los factores ponderantes el tamaño de las subáreas. Esta es en realidad la misma ecuación que desarrollaron Beverton y Holt (en prensa) y Beverton y Parrish (1955) para representar la efectiva intensidad general de la pesca $\widetilde{f}$".

Si se toma nota que, en la pesquería del atún, las subáreas (rectángulos de un grado) se consideran iguales en tamaño (incluyendo aquellas parcialmente en tierra) y que, en consecuencia, el esfuerzo en cada subárea es la intensidad (esfuerzo por unidad de área), entonces $\widetilde{f}$ puede ser definida por:

$$\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$$

para que corresponda a la formulación de Beverton y Parrish (1956). La razón de la efectiva intensidad general de la pesca, $\widetilde{f}$, con respecto al promedio de la intensidad, $\sum_{i=1}^{N} e_i \Big/ N$, es el índice de concentración.

† En el estudio de Gulland, por un manifiesto error de imprenta, aparece D_i en vez d_i

"Un valor numérico para la concentración lo da la razón de la simple fración de la pesca total dividida por el esfuerzo total con respecto al índice de densidad ponderado.

Esto es, concentración $= \frac{c'}{c} = \frac{ad}{\Sigma a_i d_i}$

o si hay n subáreas, cada una de igual área

$$\text{concentración} = \frac{nd}{\Sigma d_i}$$ "

En nuestra terminología, la concentración es:

$$\left[\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i\right]\left[N \Big/ \sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)\right]$$

en donde

$\sum_{i=1}^{N} y_i \Big/ \sum_{i=1}^{N} e_i$ es equivalente a d en Gulland

$\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$ es equivalente a d_i en Gulland

N es equivalente a n en Gulland

"Idealmente, la selección de subáreas debe ser en tal forma que (i) cubra el stock completo de peces, (ii) la distribución de los peces y de la pesca sea regular dentro de cada subárea y (iii) se realice alguna pesca en cada subárea con el objeto de obtener un índice de densidad".

En las páginas 116-119 se discutirá hasta qué punto estas suposiciones son satisfactorias en la pesquería del atún aleta amarilla.

Hay ciertos aspectos de los resultados que ahora requieren consideración.

El número de rectángulos de un grado explotados, N, es una posible medida de la dispersión del atún aleta amarilla, a pesar de que N también se determina por la pesquería del barrilete. El índice de concentración está asimismo afectado por la pesquería de barrilete que se realiza al mismo tiempo. Es interesante examinar la relación entre estas dos medidas; es decir, si el índice de concentración disminuye conforme la dispersión, medida por N, aumenta.

También parece razonable suponer que al disminuir la densidad del atún aleta amarilla (mejor medida por el índice ponderado) la actividad exploratoria crece, lo que conduce a una dispersión del esfuerzo que también hace aumentar N. (Nuevamente encontramos que la pesquería del barrilete probablemente afecta los resultados).

En ambos casos existe la posibilidad de que se presente una correlación espúrea, porque N figura en el numerador del índice de concentración, en

el denominador del índice ponderado y figura también por sí misma; de modo que la correlación podría ser erróneamente positiva en el primer caso y erróneamente negativa en el segundo caso. Pero, debido a que la cantidad $\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$ contiene N términos, es equivalente a $N\ \overline{(y_i/e_i)}$ y N es eliminada en ambos índices. La posible dificultad puede ser evitada enteramente mediante el uso del índice de densidad no ponderado, aunque es probablemente un índice inferior de la abundancia de la población.

Estas tres correlaciones con N muestran el problema de hacer comparaciones entre medidas que participan de los mismos componentes variables en combinaciones diferentes; han sido escogidas porque se consideraban relacionadas con posibles efectos realísticos. Se podrían obtener mejores resultados si los datos de ambas especies se tratan conjuntamente.

Tratamiento adoptado

Los tres índices (el índice de densidad no ponderado, el índice de densidad ponderado y el índice de concentración del esfuerzo) han sido computados trimestralmente para la pesquería del atún aleta amarilla, por los años 1951-1956 (Tabla 2a). Los dos índices de densidad aparecen en la Figura 2a; el índice de concentración (línea sólida) puede verse en la Figura 4ab. Estos índices fueron también computados en relación con los cuatro promedios trimestrales del período de seis años (Figura 3a y Tabla 3a). Fueron calculados sumando, en el primer trimestre por ejemplo, los seis primeros valores trimestrales de un índice dado y luego dividiéndolos entre seis para derivar un valor promedio del primer trimestre de dicho índice. Los cuatro valores trimestrales de un año dado puede esperarse que, en promedio, se distribuyan de modo similar entre los cuatro promedios trimestrales del período completo. Para probar la exactitud relativa de los dos índices de densidad, se compararon los coeficientes de variación. Las variancias de los logaritmos de los valores de ambos índices fueron también computadas, porque éstas nos pueden proporcionar una base mejor para determinar cuál de los índices es la mejor estimación de la densidad (Gulland, 1955).

Como se dijo en el capítulo anterior, el índice no ponderado por lo general es numéricamente mayor que el índice ponderado. Es importante determinar el grado en que el uno lleva una relación constante con el otro. Esto se probó haciendo un gráfico del índice no ponderado (ordenada) contra el índice ponderado. La línea de mejor ajuste (Y sobre X) y los intervalos de confianza asociados, fueron computados y comparados con la línea $Y = X$ (Figura 5a).

Como un índice es cero cuando el otro es cero, la línea de mejor ajuste se especifica al pasar por el origen. El método usado se debe a Snedecor (1937, quinta edición) y se considera apropiado para las muestras tomadas de una población en la que la desviación estándar de los valores de Y en cada valor de X aumenta en proporción directa a X. Los datos parecen satisfacer esta suposición, aun cuando la única prueba posible es tomar los valores de la abscisa en orden ascendente de magnitud y agruparlos para luego hacer un gráfico del promedio de cada grupo contra la desviación estándar de los valores de las ordenadas del grupo. Los puntos caen suficientemente cerca de una línea recta para justificar la suposición de que $\sigma_y = kX$, (siendo k una constante). La inclinación de la línea de regresión es la media aritmética de las razones Y/X, que son valores trimestrales del índice de concentración. El 95 por ciento de los límites fiduciales de b son dados por las pendientes $b \pm t_{.05}\, s_b$, en donde s_b es la desviación estándar de la muestra de b y es dado por $\sqrt{s^2_{Y/X}/N}$, donde $s^2_{Y/X}$ es la variancia de las razones Y/X y N es el número de observaciones; $N\text{-}1$ es el número de los grados de libertad. Estas pendientes son el 95 por ciento de los límites fiduciales del valor medio de Y en cada valor de X. Los mismos límites de los valores individuales de Y en cada valor de X son dados por las pendientes $b \pm t_{.05} s_{Y/X}$.

El índice ponderado puede ser estimado por el índice no ponderado que es más fácilmente calculable, mediante la computación de la regresión del primero sobre el segundo.

El índice de concentración (ordenada) fué puesto en forma gráfica contra el número de rectángulos de un grado explotados por la pesca (Figura 8a) y se examinó su relación. Los valores anuales y su línea asociada de regresión aparecen en la Figura 9a.

El índice de densidad ponderado (ordenada) fué también puesto en forma gráfica contra el número de rectángulos de un grado explotados (Figura 10a) para probar si la pesquería se extendía más en las épocas de baja densidad. Los datos anuales están superpuestos en el gráfico de los valores trimestrales.

La inspección de los gráficos indica que hay una cantidad substancial de variación aleatoria e irregular en las cantidades puestas en gráficos. Esta variación tiende a obscurecer las relaciones válidas, de modo que fué necesario buscar algunos medios para reducir la variación y la discrepancia de ciertos puntos. Como las modificaciones adoptadas dependen de los resultados de los gráficos mencionados y de otra información, los cambios hechos se explican ahora y las razones para dichos cambios se exponen en el capítulo sobre resultados y discusión.

La modificación más simple, deseable al hacer el gráfico del índice de concentración contra el número de rectángulos de un grado explotados

(Figura 8a), fué omitir los datos del área al sur de los 5° S, en 1954:1. Esto hizo que el punto por ese trimestre fuera mucho menos divergente.

La gran cantidad de variaciones en las computaciones trimestrales fué reducida bastante al tomar los valores anuales dados por el promedio de los cuatro valores trimestrales en cada año, a menos que se advierta otra cosa. A pesar de que no se dan gráficos de índices anuales contra el tiempo, los valores pueden obtenerse fácilmente de la Tabla 2a. No obstante, mediante el uso de valores anuales, los gráficos de (i) el índice de densidad ponderado contra el no ponderado; (ii) el índice de concentración contra el número de rectángulos de un grado explotados; y (iii) el índice de densidad ponderado contra el número de rectángulos de un grado explotados, aparecen en las Figuras 6a, 9a y 10a. Los valores anuales del índice no ponderado fueron computados de dos modos (Tabla 2a): directamente de los totales de la pesca anual y del esfuerzo y como promedio de los cuatro valores trimestrales en cada año; estos fueron puestos en un solo gráfico contra el índice ponderado de densidad para demostrar la diferencia entre los resultados de estos dos métodos de computación (Figura 7ab).

La modificación de un punto divergente y la supresión de la variación al promediar sobre todo el año sólo circunda el problema. Pero, al eliminar los datos de todos los rectángulos de un grado sujetos a menos de cinco días de esfuerzo registrados en los cuadernos de bitácora en cualquier trimestre, se lograría una reducción substancial en la variación producida por el muestreo. Las razones para la selección de este nivel de esfuerzo se dan en el capítulo sobre resultados y discusión.

Finalmente, presentamos mapas de las distribuciones trimestrales de los promedios de la pesca estandarizada por día de actividad (p.e./d.a., índices locales de la densidad aparente), por rectángulos de un grado, correspondientes a los años 1951-1955. Por no resultar práctica la reproducción de las cifras exactas, los valores han sido agrupados dentro de categorías (toneladas por día estandarizado de pesca) en la forma siguiente: 0; 0.1—2.0; 2.1—4.0; 4.1—8.0 y 8.1 en adelante. Las dos últimas categorías tienen límites más amplios que las dos categorías precedentes, porque los promedios más altos fueron mucho menos frecuentes que los menores. Cada una de estas cinco categorías fueron designadas con un símbolo; en las Figuras 13a (antes de la eliminación de los datos) y 13b (después de la eliminación de los datos), aparecen las distribuciones de dichas categorías.

En esta serie de cinco años se computaron los cuatro trimestres *promedios* para mostrar los cambios que ocurren estacionalmente, en promedio, en la pesquería del atún aleta amarilla. El método de computación consiste en tomar cinco trimestres similares (por ejemplo, 1951:1; 1952:1;

1953:1; 1954:1; 1955:1) y calcular el valor medio de cada rectángulo de un grado, entrando el resultado en el rectángulo correspondiente en el mapa de aquel trimestre *promedio.* Estas distribuciones promediales son computadas tomándolas tanto de los datos originales, Figuras 14a (i)—(iv), como de los datos después de la eliminación, Figuras 14b (i)—(iv).

Limitaciones

Hay dos dificultades de primer orden en la determinación de la validez de los índices de densidad. Se ha recalcado que una estimación de la densidad está relacionada con la densidad real por la disponibilidad, la que se determina principalmente por la actitud que los peces observan, por su distribución y por las condiciones del tiempo. La disponibilidad debe ser muestreada al azar, a fin de que el error que se cometa debido a ello no sea importante. El hecho de que la flota trate de encontrar los peces más disponibles, con alguna variación en el éxito, indica una posible causa de error en las estimaciones de la densidad. La otra dificultad es que la forma inadecuada del muestreo puede conducir a estimaciones erróneas de la densidad. Las principales razones del esfuerzo inadecuado en ciertas áreas son que (i) hay una explotación de barrilete al mismo tiempo; (ii) la flota concentra sus esfuerzos por ventaja económica, lo que no da seguridad a la mejor pauta posible de muestreo.

El bajo esfuerzo en algunos rectángulos es aparente, como puede verse en la siguiente tabla cuyas computaciones se han hecho a base de los datos de diversos trimestres arbitrariamente seleccionados; esta tabla muestra el porcentaje del número total de rectángulos de un grado explotados por la pesca, a cada nivel de esfuerzo.

Número de días de esfuerzo por rectángulo de un grado según las anotaciones de los cuadernos de bitácora	**Uno o menos**	**Cinco o menos**	**Diez o menos**	**Veinti-cinco o menos**	**Cin-cuenta o menos**	**Cien o menos**
Porcentaje del número total de rectángulos de un grado, en la categoría dada	24	54	68	84	91	96

Consecuentemente, en un trimestre promedio, alrededor de la mitad de los rectángulos de un grado explotados recibe, cada uno, cinco días o menos del esfuerzo registrado en los cuadernos de bitácora.

En los rectángulos de un grado explotados a un relativo bajo nivel, el esfuerzo no parece estar distribuido adecuadamente en el curso del trimestre y por eso un índice de la densidad promedio por ese trimestre, en tales rectángulos, está sujeto a una gran variación en el muestreo. Esto corresponde a lo que Gulland (1956) describe como variaciones aleatorias

de un rastreo a otro, cuya importancia relativa desmerece al sacar los promedios a los niveles de la pesquería local y total. Sin embargo, si se considera la tendencia de la flota a concentrar su esfuerzo en las áreas de mayor densidad, puede suponerse que los rectángulos de un grado ligeramente explotados no tienen a menudo altas densidades de atún que hayan dejado de pescarse, a menos que los peces sean abundantes pero no disponibles a la pesquería.

Los bajos niveles de esfuerzo significan también que los efectos del tiempo no se pueden dejar de tomar en cuenta enteramente. Las oportunidades deben ser razonablemente altas, de modo que si el tiempo adverso afecta la pesca por unidad de esfuerzo en un rectángulo de un grado ligeramente explotado, el índice de densidad local estará sujeto a error. Desde luego, en un período de muchos días de esfuerzo estos efectos serían aleatorios y aminorados al sacar un promedio; pero en muchos rectángulos de un grado esto resulta imposible, debido al bajo nivel de esfuerzo.

Lo mismo sucede con respecto a la actitud observada por el atún, ya que es remarcable la variabilidad con que responden a la carnada o atractivos de pesca usados. A menudo el atún no puede ser capturado porque no es atraído por el cebo; esta actitud puede ser seguida por un período de alta captura. Como sólo se arriesga muy poco tiempo en un área que se vuelve improductiva (a pesar de que los peces son abundantes), varios rectángulos de un grado no son pescados en ciertas épocas dentro de un trimestre, debido a la escasa disponibilidad de los atunes presentes. Más aún, la reacción del atún al atractivo de la carnada puede declinar gradualmente, de modo que la pesca se continúa hasta que la producción por unidad de esfuerzo alcanza cierto bajo nivel. Esto puede conducir a una subestimación de la densidad de estos rectángulos en los que se desarrolla poco esfuerzo de pesca y en donde ese esfuerzo coincide con la reducida actividad de los peces para morder la carnada, peces que, en realidad, se encuentran en abundancia. Sin embargo, esta actitud es probablemente similar en diferentes años, a pesar de que puede variar temporal y espacialmente; de manera que si hay error por esta causa de variación, este error puede ser consistente y por consiguiente no obscurece las relaciones válidas sobre un número de años. Además, es difícil apreciar los efectos de los cambios en la disponibilidad en un nivel local aunque el índice de concentración puede ser una medida de la relativa disponibilidad en todo el ámbito de la pesquería. Hay indicaciones de que la reducción de la disponibilidad coincide con la actividad del desove, como lo demuestran ciertas áreas en que el esfuerzo de pesca declina en épocas en las que se considera que el desove llega a su máximum.

Estas causas de variabilidad son importantes, principalmente por el número relativamente grande de rectángulos de un grado muestreados en forma inadecuada que contribuyen a la estimación de la densidad de toda

la pesquería; es probable que estas causas no afecten igualmente las estadísticas de ambas especies. El error, cualquiera que sea la causa, se presume que sea aleatorio; de modo que el promediar entre muchos rectángulos (alrededor de 180 en cada trimestre) ayuda a mantenerlo a un nivel tal que no obscurece las relaciones fundamentales. Sin embargo, es dudoso que muchos índices de densidad locales sean dignos de confianza por sí solos.

Hay también otras causas de error pero más al nivel total de la pesquería que a los niveles locales. Tal vez la menos significante de éstas es que el esfuerzo total estandarizado ejercido sobre cada rectángulo de un grado es usado en la computación del índice de densidad local (p.e./d.a.) para cada especie. En tanto que ésto puede inducir a un pequeño error, se ha considerado que es tan pequeña la proporción de un día dedicado en realidad a pescar que no ocurre una pérdida significativa del esfuerzo potencial en ninguna de las dos especies en un área dada. Generalmente, la mayor parte del día se emplea en la búsqueda de cardúmenes (Shimada y Schaefer, 1956). La búsqueda es imparcial, aunque en los primeros años que comprende este estudio los barcos de carnada más grandes (clases 5 y 6) algunas veces pueden haber preferido pescar el atún aleta amarilla en vez del barrilete.

Los cambios en la pericia de los pescadores podría ser también causa de error en la estimación. Aún cuando se supone que esta pericia es constante, ésta puede mejorar con el aumento de experiencia. Sin embargo, el reemplazo de hombres experimentados tiende a aminorar el mejoramiento general.

Un efecto importante es el de las mejoras en el diseño de barcos y equipos. Descontados los efectos de la fluctuación en la abundancia del atún, tales mejoras pueden conducir a mejores pescas por unidad de esfuerzo. Consecuentemente, un aumento en los índices de densidad podría deberse solamente a mejores equipos de pesca y no a un aumento en la abundancia de los peces. La experiencia ha demostrado que los barcos de carnada de la clase-tamaño 5 son, en promedio, los más eficientes; por eso los nuevos barcos, aparte de mejor equipo y de otras mejoras en su diseño, son generalmente de este tamaño. Durante el período estudiado en el presente trabajo, esta tendencia hacia el mejoramiento de la eficiencia de los equipos de pesca probablemente no ha conducido a un cambio apreciable en la calidad de las estimaciones en los últimos años, porque la tasa de reemplazo de barcos ha sido baja. También hay que considerar que el mejoramiento del equipo ha afectado más las actividades relacionadas con la pesca de atún (por ejemplo: la consecución de carnada) que la pesca propiamente dicha; es decir, la pesca por día de ausencia y no la pesca por unidad de esfuerzo tendería a mejorar, por supuesto descontando siempre los cambios en la abundancia del atún.

La distribución relativa de los peces y el esfuerzo de pesca tienen un efecto importante en las estimaciones de la densidad aparente. Aunque el esfuerzo de pesca se distribuye irregularmente dentro de muchos rectángulos de un grado, el efecto de ésto no se puede estimar por el momento. La distribución irregular del esfuerzo entre los rectángulos de un grado es una posible causa de error en los índices de la densidad aparente en esta pesquería, por el hecho de que las dos especies se explotan simultáneamente. A pesar de que el atún aleta amarilla alcanza un precio más alto, ha habido poca preferencia por la búsqueda de esta especie durante varios años y ambas especies se pescan según se van encontrando. Un aumento en la abundancia del, digamos, barrilete y no del atún aleta amarilla podría conducir a una merma en la abundancia aparente del atún aleta amarilla porque la flota tendería a buscar de preferencia las áreas de gran abundancia de barrilete. En estas áreas (por ejemplo: frente a la parte septentrional de Sudamérica), bajo condiciones normales, el barrilete predomina sobre el atún aleta amarilla. Esta última especie es la más abundante en la región central de México y Centroamérica.

Las proposiciones de Gulland (1956) concernientes al escogimiento de subáreas (página 112) parecen ser suficientemente adecuadas en la pesquería del atún aleta amarilla, en vista de las significativas relaciones establecidas por el análisis.

RESULTADOS Y DISCUSION

Los dos índices de densidad por trimestres por el período 1951-1956 se comparan en la Figura 2a. Ambos índices contienen los altos valores registrados en 1951 y en 1955; los valores bajos se presentan en los años intermedios, particularmente en 1953. Puede asumirse que estos cambios corresponden a cambios similares en la abundancia de la población entera, aún cuando el índice de densidad no ponderado (línea sólida) fluctúa algo más que el índice ponderado. Por ejemplo, no es probable que los grandes cambios en el índice no ponderado en 1951 sean representativos de los cambios reales en la población. Esta es una razón por la que el promedio ponderado puede ser considerado como un mejor índice de la densidad de la población. El problema de determinar la exactitud relativa de los dos índices se discute más adelante (página 121).

Hay una aparente pauta estacional en los índices de densidad, pero los más altos y más bajos valores del índice no ponderado en cada año tienden a ocurrir en los trimestres tercero y primero, respectivamente, y los valores equivalentes del índice ponderado tienden a ocurrir en el segundo y cuarto trimestres. Esto fué comprobado al tomar los valores trimestrales medios por el período de seis años. Los valores de los cuatro

trimestres promediados de ambos índices de densidad y otros datos estadísticos, aparecen en la Figura 3a y en la Tabla 3a. En general, no hay gran diferencia entre un trimestre y otro, en promedio, aun cuando en ciertos años, tal como en 1951, la variación trimestral es bastante grande.

Ciertos puntos extremos en el gráfico de los dos índices (Figura 2a) se deben, por lo menos en parte, a causas conocidas. Otros puntos, aunque no extremos, están basados en datos escasos.

En conexión con la siguiente discusión, será de utilidad consultar la Figura 13a y la Tabla 2a.

Debido a una huelga, en 1951:1 hubo relativamente poco esfuerzo de pesca y a este bajo esfuerzo contribuyeron las anotaciones rudimentarias que entonces se hacían en los cuadernos de bitácora. Sin embargo, los puntos de los dos índices correspondientes a 1951:1 no son inusitados. No se sabe si el bajo esfuerzo en 1951:1 tuvo o no algún efecto en los resultados correspondientes a 1951:2 y 1951:3, pero el retorno de la flota a pescar produjo un esfuerzo y una producción relativamente alta en 1951:2. Esto fué seguido por una abundante pesca de atún aleta amarilla en 1951:3 a un nivel de esfuerzo relativamente bajo, a lo que contribuyeron las pescas y la p.e. d.a. excepcionalmente grandes en aguas frente a Ecuador y Perú y la alta p.e. d.a. frente a la América Central en este trimestre. Estas pescas causaron el valor extremadamente alto en el índice no ponderado que es sensible a la distribución del esfuerzo. El bajo esfuerzo en este trimestre, 1951:3, fué debido a la pesca excepcionalmente buena a que nos hemos referido y a la renovación de los problemas industriales que redujeron considerablemente el esfuerzo de pesca en 1951:4.

El esfuerzo, la pesca y los índices de densidad fueron más normales en 1952, pero a pesar de un considerable aumento en el esfuerzo comparado con 1951, la pesca de atún aleta amarilla fué similar. El descenso en la densidad aparente probablemente reflejó un descenso en la densidad real, porque esto no podría tener su explicación en el marcado aumento en la abundancia relativa del barrilete cuya pesca experimentó solamente un ligero aumento en 1952, según los datos que han servido de base a este estudio.

La pesca continuó su descenso en 1953, excepto en el segundo trimestre. La producción en 1953:1, 1953:3 y 1953:4 fué relativamente baja, a pesar de que el esfuerzo fué comparativamente bajo sólo en 1953:1. Este año fué un año de "El Niño" (Posner, 1957). Los efectos de estas condiciones oceánicas sobre la pesquería del atún aleta amarilla son variables, hasta donde se puede juzgar por la comparación de los resultados de 1953 con los de 1957 (el siguiente año de "El Niño"). Cualesquiera que sean los efectos, aparentemente causan estimaciones bajas de la abundancia

por cualquiera de los índices. La pesca de atún aleta amarilla (compensada parcialmente por el rendimiento del barrilete) fué substancialmente más baja que en 1952. La extensión de la pesquería, en conjunto, fué mejor en 1953, sugiriendo que el descenso en la abundancia aparente fué debido, en parte, a una reducción de la disponbilidad ocasionada por la dispersión del atún aleta amarilla, lo que disminuyó la oportunidad de que los pescadores pudieran concentrar su esfuerzo en agrupaciones densas de dicha especie. La pesquería se extendió particularmente en 1953:3 y en 1953:4 (Figura 13a y Tabla 2a).

El primer trimestre de 1954 fué excepcional; no se sabe si ello se debió directamente a las condiciones oceánicas provocadas por "El Niño" o a un efecto posterior de las mismas, pero el resultado fué una máxima extensión de la pesquería (aunque no puede decirse lo mismo con respecto al año 1954 considerado en conjunto). Hasta entonces había habido poca pesca al sur de los 5° S, pero en este trimestre fueron explotadas densas concentraciones de atún aleta amarilla entre los 5° y los 10° S y al este de los 80° W. De las 11,746 toneladas de atún aleta amarilla desembarcadas en 1954:1, de conformidad con los datos que hemos utilizado para este estudio, 5,767 toneladas fueron pescadas en esta área y, de esta suma, alrededor de 5,552 se pescaron en el rectángulo de un grado S10-075-05, en el que se encuentra el Banco de Chimbote (el lugar de las 14 brazas). Solamente unos 491 días de esfuerzo de pesca estandarizado (casi todos en el lugar de las 14 brazas) del total trimestral de 3,624 fueron aplicados a dicha área. Esto tuvo un efecto muy marcado (*vide infra*) sobre el índice de concentración, en tanto que casi no afectó el índice de densidad ponderado. El resto del año 1954 no fué inusitado con excepción del cuarto trimestre en el que los repetidos problemas industriales causaron una reducción en el esfuerzo de pesca.

Estas dificultades industriales continuaron intermitentemente en 1955. El generalmente más bajo nivel de esfuerzo fué acompañado de una abundancia aparentemente alta de atún aleta amarilla, que fué indicada por los dos índices de densidad. La Figura 13a (lo mismo que la columna G, Tabla 2a) muestra que la pesquería estuvo relativamente dispersa comparada, por ejemplo, con 1953 y 1954. El esfuerzo se redujo mucho más en 1955:4 debido a la paralización de operaciones de la flota.

La densidad del atún aleta amarilla aparentemente fué relativamente alta en 1955 comparada con 1956, porque en este último año se requirió mucho mayor esfuerzo para alcanzar el rendimiento mayor. Ambos índices disminuyeron después del primer trimestre y el esfuerzo fué otra vez reducido a fines del año por dificultades industriales.

En líneas anteriores se dió una razón para suponer que el índice de densidad ponderado es mejor que el índice no ponderado. Una forma de apreciar su relativa exactitud es la de comparar sus coeficientes de

variación. El coeficiente del índice ponderado ($C = 0.39$) es ligeramente menor que el del índice no ponderado ($C = 0.44$), lo que sugiere que el primer índice es un poco más exacto que el segundo. Gulland (1955) sugiere que los logaritmos de los índices pueden ser usados también para efectuar la comparación. Las dos variancias de los valores logarítmicos son: 0.031 (índice no ponderado) y 0.029 (índice ponderado), lo que indica una vez más que este último índice es ligeramente mejor.

La Figura 4ab muestra gráficamente el índice de concentración. Ahora sólo se considera la línea sólida que corresponde a "antes de la eliminación de los datos". La línea no se parece mucho a la de cualquiera de los índices de densidad. Sin embargo, los altos valores ocurren en 1951 y en 1955, aun cuando no son mucho más altos que ciertos valores en 1952 y en 1954 y son notablemente más bajos que un particular valor en 1954.

En 1951:1 cuando el esfuerzo fué bajo, el índice de concentración (1.61) estuvo cerca del valor promedio. El gran aumento del esfuerzo en 1951:2, cuando la flota volvió a estar activa, estuvo asociado con un descenso en el índice hasta un nivel inusitadamente bajo (0.90). Sin un análisis de la pesquería del barrilete, solamente puede sugerir que este bajo valor se debe parcialmente a la disminución en las informaciones corrientes sobre las mejores áreas de pesca; la mayoría de los barcos deciden cuál área van a pescar después de considerar la información recibida *en route* de otros barcos de su grupo que están en las zonas de pesca. El índice de concentración alcanza un alto valor (2.13) en 1951:3. Como lo indica la Figura 13a, la mejor pesca se realizó en aguas frente a Ecuador y Perú y frente a la América Central en la región de la anticlina termal que se encuentra en aquella área (Cromwell, 1956, 1958). El más alto valor (2.27) en 1951:4 puede ser artificial, porque el esfuerzo en ese trimestre fué muy bajo y probablemente sólo tuvo buen éxito porque la pesca continuó en las productivas áreas al frente de América Central y del Ecuador (banco y cerro submarino de Guayaquil). Si la flota completa hubiese estado en el mar, la distribución de su mayor esfuerzo podría haber conducido a un valor más bajo del índice de concentración, a menos que la densa abundancia de atún en aquellas mismas regiones hubiese persistido bajo un máximo esfuerzo a través de todo 1951:4.

El índice de concentración descendió (a 1.30) en 1952:1 cuando todo el esfuerzo fué reasumido. El índice llegó a un alto valor (2.00) en 1952:4 y declinó otra vez en el primer trimestre de 1953.

Aparentemente hay una tendencia hacia altos valores a fines del año.

Sin embargo, esta tendencia no persistió en 1953 y los valores se estabilizaron cerca del nivel promedio (de 1.46 a 1.61). Puede ser que las condiciones de "El Niño" fuesen responsables de esta falla del aumento

de los valores del índice hacia fines del año, si es que la tendencia estacional sugerida es realística.

El índice de concentración alcanzó un inusitado alto valor (3.01) en 1954:1. El efecto de la explotación de las recientemente encontradas agrupaciones de atún aleta amarilla sobre estas estadísticas es substancial, como puede demostrarse al omitir los datos del área al sur de los 5° S, en que el índice de concentración cae de 3.01 a 1.95. (Ahora que el atún se explota al sur de los 5° S en donde quiera que se le encuentre en esa latitud sur, no es muy probable que un valor tan alto como 3.01 sea alcanzado nuevamente bajo las presentes circunstancias). Durante el resto del año el índice siguió una pauta estacional más corriente y el valor en 1954:4 (1.99) fué el más alto en el año, aparte de 1954:1 o no considerándolo si los datos son modificados en la forma que se indica anteriormente. Como en el cuarto trimeste de 1951, el esfuerzo estuvo debajo del promedio en 1954:4.

El índice de concentración en 1955 estuvo más de acuerdo con la tendencia hacia altos valores a fines del año, alcanzando un máximum (2.27) en el cuarto trimestre. Pero de nuevo el esfuerzo fué anormalmente bajo en el último trimestre. Con todo, y posiblemente debido a otros factores estacionales, el bajo esfuerzo en 1955:2 no impuso asimismo un alto valor en el índice de concentración. En consecuencia, la asociación del cuarto trimestre con altos valores del índice puede no ser debida al bajo esfuerzo causado principalmente por los problemas industriales que se presentaron en dicho trimestre. La Figura 13a muestra que la pesquería en los últimos trimestres de cada año generalmente se confina más (bancos locales y al área frente al Ecuador y Perú).

Los cuatro valores de 1956 (1.45—1.65) se distribuyen en una forma similar a los de 1953, a pesar de que 1956 no fué un año de "El Niño". Sin embargo, existe la posibilidad de que, sin obvias manifestaciones oceanográficas, estas condiciones comiencen hacia fines del año que precede a un año de "El Niño". De otro modo no hay razón aparente para la disminución de los valores del índice a través de todo 1956. Hay evidencia de que el índice de concentración depende, a lo más, sólo parcialmente de las condiciones de "El Niño", porque los valores correspondientes a 1957, que fué un año de "El Niño", concordaron con la tendencia hacia altos valores a fines del año.

El índice de concentración es menos variable que cualquiera de los índices de densidad, siendo el coeficiente de variación 0.26. Si los datos de 1954:1 son modificados (omitiendo aquellos del sur de los 5° S), este coeficiente se reduce a 0.21. Los cuatro valores trimestrales promedio del índice de concentración por el período 1951-1956 aparecen en la Figura 3a y en la Tabla 3a.

Al graficar el índice no ponderado contra el índice ponderado (Figura 5a) el coeficiente de correlación (r) entre los dos índices es 0.75** y el coeficiente de regresión (b) es 1.70**, que es el índice promedio de concentración por el período 1951-1956. Consideraciones teóricas han demostrado que el esfuerzo distribuído al azar en relación con la distribución de las altas densidades de peces, conduce a un índice de concentración promedio de 1, ($Y = X$). El esfuerzo puede ser también distribuído de cierto modo como para conducir a resultados peores de los que podrían obtenerse del esfuerzo distribuído al azar. Esto puede ocurrir, por ejemplo, cuando la flota dirige su esfuerzo principalmente hacia las concentraciones de barrilete.

De conformidad con este estudio, los barcos de carnada, en promedio, han concentrado su esfuerzo en altas densidades de atún aleta amarilla, lo que ha sido un 70 por ciento más efectivo que si el esfuerzo se hubiese distribuído al azar. El 95 por ciento de los límites fiduciales del coeficiente de regresión ($b = 1.70$**) lo dan las gradientes 1.51** y 1.88**, ó ±10% de b. Consecuentemente, a un nivel de 95 por ciento de confianza, la concentración promedio sobre los veinticuatro trimestres fué entre 51 y 88 por ciento mejor que el esfuerzo distribuído al azar. Este intervalo de confianza en cuanto al coeficiente de regresión, corresponde al 95 por ciento de los límites fiduciales de la media de Y en cada valor de X. El 95 por ciento de los límites con respecto a los pronosticados valores individuales de Y en cada valor de X, lo dan las gradientes de 0.79** y 2.61**, ó ±54% de b. Puede ser útil conocer hasta donde un índice de densidad puede ser bien estimado por medio del otro. El índice no ponderado es el más fácilmente computable; de manera que, en general, es preferible estimar el índice ponderado mediante el índice no ponderado. Esto comprende la computación de la regresión de Y (índice ponderado) sobre X (índice no ponderado). La gradiente, como anteriormente, es la media aritmética de las razones. El 95 por ciento de los límites fiduciales de la media de los valores de Y, a un valor dado de la abscisa, digamos X_j, es dado por $\hat{Y} = (0.62** \pm [2.069]\,[0.03235])X_j$. En consecuencia, a $X_j = 3.0$ que está cerca de $\overline{X}$, el valor del índice ponderado cae, en el 95 por ciento de muestras similares, entre 1.65 y 2.07, ó ±11% de bX_j. El 95 por ciento de los límites fiduciales de los pronosticados valores individuales de Y a X_j son dados por $Y = (0.62** \pm [2.069]\,[0.1586])X_j$; a $X_j = 3.0$, el índice ponderado está entre 0.87 y 2.85, ó ±33% de bX_j.

Mucha de la variación debida a la variabilidad de un trimestre a otro dentro de los años es removida al tomar el promedio de los valores anuales de los dos índices de densidad, usando la media de los cuatro valores trimestrales de cada año. El coeficiente de correlación es 0.98**, aun cuando la gradiente, $b = 1.67$**, no difiere mucho de la de los valores trimestrales (Figura 6a). Los límites de confianza correspondientes a b

son similares; siendo dados por las gradientes 1.51** y 1.82**, ó ±9% de b; éstos constituyen el 95 por ciento de los límites fiduciales de la media de Y en cada valor de X. El 95 por ciento de los límites fiduciales de los pronosticados valores individuales de Y en cada valor de X cubre un margen menor en rango que los correspondientes a los datos trimestrales y son dados por las gradientes 1.29** y 2.04**, ó ±22% de b.

Para pronosticar el índice ponderado anual por medio del índice no ponderado, se requiere el mismo cambio de las coordenadas como en las computaciones trimestrales. El 95 por ciento de los límites fiduciales del valor medio de Y a X_j es dado por $\hat{Y} = (0.60^{**} \pm [2.571]\,[0.0196] \times 3.0$, ($X_j$ siendo tomada cerca de $\overline{X} - 3.44$); es decir que el índice ponderado cae entre 1.65 y 1.95, ó ± 8% de bX_j. Esto es mejor que ±11% de la computación trimestral. El 95 por ciento de los límites fiduciales de los valores individuales de Y a X_j son dados por $Y - (0.60^{**} \pm [2.571]\,[0.048]) \times 3.0$; el índice ponderado cae entre 1.44 y 2.16, ó ±20% de bX_j. Este puede ser favorablemente comparado con el ±53% del cálculo similar de los datos trimestrales.

En consecuencia, está indicado que el índice anual no ponderado es un estimador bastante bueno de la media anual del índice ponderado. Se conocía el índice no ponderado para los años anteriores a 1951 y ha sido usado por Shimada y Schaefer (1956) y Schaefer (1957) como una medida de la abundancia relativa del atún aleta amarilla.

Se consideró la posibilidad de que surgieran diferencias al computar un valor anual del índice no ponderado como la media de los cuatro valores trimestrales en vez de directamente de los totales anuales de la pesca y del esfuerzo. En la Figura 7ab se demuestra que resulta una diferencia muy pequeña por el uso de una medida en lugar de la otra; puede ser preferido el valor computado más fácilmente (directamente de los totales anuales). La misma figura ilustra claramente el efecto de la eliminación de los datos, lo que se discutirá más adelante (página 127).

Los cambios en el índice de concentración podrían estar asociados con una ampliación del radio de acción de la flota que cubre mayores áreas, ya sea como resultado de una mayor dispersión de los peces o bien porque la flota tiene que esparcirse en busca de cardúmenes cuando obtiene pescas relativamente bajas por unidad de esfuerzo. Para examinar esto se hicieron gráficos de los valores trimestrales del índice de concentración (Figura 8a) contra el número de rectángulos de un grado explotados por la flota en el trimestre correspondiente. El coeficiente de regresión es −0.00004 y el coeficiente de correlación es −0.0033; ninguno difiere significativamente de cero. Existe un punto de aberración en 1954:1 cuando por primera vez se explotó intensamente una nueva área de pesca al sur de los 5° S. Computando otra vez este punto, eliminando los datos

del sur de los 5° S, se acerca más a la línea de regresión y resulta en un coeficiente de regresión de -0.003 y un coeficiente de correlación de −0.31. Como la correlación no difiere significativamente de cero, puede llegarse a la conclusión de que, aun cuando es sugestiva la correlación negativa entre el índice de concentración y el número de rectángulos explotados, esto no puede ser considerado como necesariamente real en vista de la gran variabilidad en los datos.

El examen de la relación entre el índice de concentración y el número de rectángulos explotados, usando los valores anuales medios (Figura 9a), dió un coeficiente de regresión de -0.0007 y un coeficiente de correlación de 0.11 usando todos los datos y de −0.002 y −0.53, respectivamente, después de omitir los datos del sur de los 5° S en 1954:1. Ninguno de estos coeficientes difiere significativamente de cero. Nuevamente la correlación negativa es sugestiva, pero debe examinarse una mayor serie de datos antes de poder sacar una conclusión final.

Un medio de examinar si la pesquería llega a ser más extensa o no a causa del aumento en las actividades de exploración conforme el atún aleta amarilla se vuelve menos abundante, es el de hacer un gráfico del índice de densidad contra el número de rectángulos de un grado explotados. Empleando el índice ponderado (Figura 10a), el coeficiente de regresión es 0.01* y el coeficiente de correlación es 0.44*. Usando los valores anuales que aparecen superpuestos en los puntos trimestrales de la Figura 10a, el coeficiente de regresión aumenta de −0.01* (valor trimestral) a −0.02** y el coeficiente de correlación de 0.44* (valor trimestral) a −0.94**.

A pesar de que se ha discutido sobre la posibilidad de que una correlación espúrea surja por la presencia de N en ambas variables (página 112), la duda desaparece enteramente usando el índice no ponderado (que carece de N) en vez del índice ponderado. El coeficiente de regresión es −0.02* y el coeficiente de correlación es −0.50*. El gráfico no se reproduce porque es similar al de la Figura 10a. Los valores correspondientes de los datos anuales son $b = -0.04^{**}$ y $r = -0.94^{**}$.

Consecuentemente, hay alguna evidencia de que la pesquería se extiende conforme disminuye la abundancia aparente.

Los resultados de estas comparaciones con N demuestran que cualquiera de los índices de densidad está inversamente correlacionado con el número de rectángulos de un grado explotados, pero mucho más en el nivel anual que en el trimestral. El índice de concentración puede estar correlacionado inversamente con N, pero los datos actuales son solamente sugestivos a este respecto por lo que se necesita un estudio más detenido con base en una serie de datos más amplios. El efecto de la pesquería

del barrilete en el índice de concentración del atún aleta amarilla y en *N* se publicará posteriormente en un *Boletín*.

La gran variabilidad del muestreo en los rectángulos sujetos a un bajo esfuerzo de pesca (página 117) hizo surgir la necesidad de remover una parte substancial del error de la variancia, por eliminación de los datos de los rectángulos ligeramente explotados. El criterio por el cual un dato fué eliminado (p.e./d.a. en un rectángulo de un grado) se determinó como sigue: en primer término se hizo un gráfico de prueba del promedio trimestral de la pesca estandarizada por día de actividad en rectángulos de un grado contra el esfuerzo correspondiente. Este gráfico mostró que ocasionalmente muy altos valores de la p.e./d.a. están asociados sólo con bajos niveles de esfuerzo. Un buen ejemplo fué el rectángulo de un grado 10-110-16, justamente al norte de la Isla Clipperton, en 1954:1. Un barco de la clase-tamaño 2 capturó veintitrés toneladas de atún aleta amarilla en un día de pesca; después de la estandarización la p.e./d.a. resultó en 46.0 toneladas e./d.a. Este rectángulo es raras veces explotado con buen éxito (y nunca antes del período de nuestro estudio) a pesar de que los barcos que se dirigen a Clipperton pasan a través de él. En realidad, el área general usualmente no rinde cantidades comerciales de atún. Evidentemente, el valor de 46.0 no es el representativo de la densidad de dicha área excepto, tal vez, en el propio día en que el esfuerzo se realizó, pero no en todo el trimestre.

La gran variabilidad de los valores de la p.e./d.a. a bajos niveles de esfuerzo debe contribuir significativamente a producir errores en los varios índices y, consecuentemente, en las comparaciones entre éstos, en vista del gran número de rectángulos de un grado en los que sólo se pesca muy ligeramente. El estudio del gráfico de prueba mostró que la eliminación de todos los datos de los rectángulos de un grado que no son objeto de más de, digamos, una decena de días de esfuerzo de pesca estandarizado en un trimestre, evitaría efectivamente una gran proporción de errores de esta clase. Se examinaron dos niveles de eliminación: (i) todos los rectángulos de un grado sujetos a menos de diez días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora (que no difieren mucho de los días de esfuerzo estandarizado) en un trimestre; (ii) todos los rectángulos de un grado sujetos a menos de cinco días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora en un trimestre. Para probar el efecto de la eliminación de estos datos, el índice de densidad ponderado, computado (i) antes de la eliminación de los datos, (ii) después de la eliminación al nivel de cinco días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora y (iii) después de la eliminación al nivel de diez días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, se graficó contra el tiempo. (El efecto de la eliminación en el índice no ponderado es insignificante). Las tres diferentes computaciones en el índice de densidad ponderado, por trimestres, se dan en la Figura 11ab. Hay una diferencia substancial entre la com-

putación original y la computación hecha después de la eliminación al nivel de cinco días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora; pero hay sólo una pequeña diferencia entre las computaciones a los niveles de cinco y diez días de dicho esfuerzo, por lo que se ha escogido el nivel de cinco días como base del criterio para la eliminación. Todos los índices y gráficos fueron computados y dibujados otra vez después de la eliminación de los datos a este nivel. Las pérdidas reales debidas a la eliminación fueron aproximadamente: 2 por ciento en la pesca, 4 por ciento en el esfuerzo y 48 por ciento en el número de rectángulos de un grado explotados. Las pérdidas en la pesca y en el esfuerzo son insignificantes, pero en el número de rectángulos de un grado es mucho mayor. El efecto en N de la eliminación a los niveles de 5 y 10 días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora se muestra en la Figura 12ab. Los valores de los cuatro trimestres promediados por el período 1951-1956, con respecto al número de rectángulos de un grado antes de la eliminación de los datos, se dan en la Figura 3a y en la Tabla 3a. El número de rectángulos adecuadamente explotados (es decir, que reciben cinco o más días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, por trimestre) es relativamente constante y los números inusitadamente altos (como en 1953:4 y 1954:1) se deben a un aumento en el número de rectángulos ligeramente explotados (es decir, hasta cinco días por trimestre). (Figura 12ab).

Es evidente que de la eliminación de datos se obtiene poca ventaja al dar preferencia al nivel de diez días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora sobre el nivel de cinco días que es el usado. La utilidad de la técnica puede juzgarse al avaluar los cambios que ocurren en los varios índices y en las comparaciones que ya se han hecho. No se reproducen algunos de los gráficos después de la eliminación de datos porque no muestran bien los cambios operados, los que se pueden apreciar mejor numéricamente.

Después de la eliminación (al nivel de cinco días de esfuerzo anotado en los cuadernos de bitácora, a menos que se diga otra cosa) los valores de ambos índices de densidad son casi invariablemente aumentados; el índice ponderado aumenta más o menos en un 35 por ciento y el no ponderado en un 2.5 por ciento más o menos, en promedio (Tablas 2a y 2b). Generalmente, la variación de un trimestre a otro no es afectada en forma considerable (Figuras 2a y 2b). Los máximos de 1951 y de 1955 (página 119) están todavía presentes. Los puntos de los cuatro trimestres promediados (1951 a 1956) correspondientes al índice no ponderado son también similares a los que se computaron antes de la eliminación y pueden verse en la Figura 3b. Pero en este índice ha habido un cambio en el orden descendente de magnitud del 2°., 3°., 1°. y 4°. (Figura 3a) al 2°., 3°., 4°. y 1er. trimestres (Figura 3b). Esto indica que la eliminación generalmente aumenta relativamente más el valor del índice de densidad ponderado del cuarto trimestre que el del primer

trimestre. Esto se debe, probablemente, a la remoción de más rectángulos de un grado en el cuarto trimestre que en el primero, en promedio (Tabla 3b). La eliminación de datos remueve principalmente los bajos valores de la p.e./d.a. incluyendo muchos valores cero (a pesar de que los altos valores están así mismo asociados con bajo esfuerzo), lo que explica por qué el índice ponderado es mucho más afectado; el numerador, $\sum_{i=1}^{N} (y_i/e_i)$, cambia menos por la eliminación que el denominador, N; de allí el aumento.

Usualmente, el índice de concentración es más alto en el cuarto trimestre, pero el número de rectángulos de un grado eliminados es también usualmente más alto en dicho trimestre (Tabla 3b). En consecuencia, el índice de concentración es reducido por el mayor valor en este trimestre, lo que nuevamente indica que el índice de concentración por el atún aleta amarilla puede ser determinado en parte por el barrilete, debido al efecto en N de la explotación de esta especie, ya que su pesca es particularmente buena en el indicado trimestre en relación con la del atún aleta amarilla.

La eliminación no cambia mucho los coeficientes de variación de los dos índices de densidad, siendo los valores 0.45 y 0.36 para el índice no ponderado y el ponderado, respectivamente. El coeficiente del índice ponderado decrece de 0.39 a 0.36 y el del índice no ponderado aumenta muy ligeramente de 0.44 a 0.45. Tomando las variancias de los logaritmos, como en el caso de los datos antes de la eliminación (página 121), los respectivos valores son ahora de 0.032 y 0.027, casi los mismos valores antes de la eliminación (0.031 y 0.029), pero el índice ponderado muestra de nuevo una pequeña mejora.

Por el hecho de que el índice ponderado es preferentemente aumentado por eliminación, el valor del índice de concentración se reduce en casi un 25 por ciento, en promedio. Este índice, después de la eliminación, tiende a ser sólo ligeramente menos variable, siendo los respectivos coeficientes de variación 0.26 (BE) y 0.24 (AE) (Figura 4ab). La principal diferencia general entre los dos gráficos es la de que los altos valores tienden a reducirse más, por eliminación, que los valores bajos. La reducción preferencial de altos valores ocurre más en el tercer y cuarto trimestres en los cuales, usualmente, se elimina el mayor número de rectángulos de un grado (Tabla 3b). La principal excepción a esto es 1954:1, cuando fué notorio el efecto de la nueva pesquería en el sur. En dicho trimestre, la reducción del índice de concentración por eliminación es también grande.

La variación de un trimestre a otro en el índice de concentración en 1953 y en 1956, fué relativamente pequeña; el cambio causado por la eliminación fué también relativamente pequeño en esos dos años. El

cambio fué menor solamente en 1952, año que, sin embargo, mostró una alta variación trimestral. (El cambio anual causado por eliminación es la diferencia entre el índice de concentración anual antes y después de la eliminación).

Los trimestres en que la proporción de rectángulos de un grado eliminados es alta, corresponden parcialmente a épocas de una mayor explotación del barrilete. Las áreas preferidas en el tercer y cuarto trimestres son los bancos locales y frente a Ecuador y Perú en donde el barrilete es más abundante que el atún aleta amarilla bajo condiciones normales. El orden descendente de magnitud del índice de concentración, en los cuatro trimestres promediados, cambió por la eliminación de datos. Así es como antes de dicha eliminación el orden es 4°., 3°., 1°. y 2°. (Figura 3a y Tabla 3a) y después de la eliminación es 1°., 4°., 3°. y 2°. (Figura 3b y Tabla 3b).

En el gráfico del índice no ponderado contra el índice ponderado (Figura 5b), el efecto de la modificación de los datos puede ser resumido así: (i) El coeficiente de correlación ha mejorado ($r = 0.84^{**}$); (ii) el promedio de la inclinación es menor ($b = 1.27^{**}$); (iii) el 95 por ciento de los límites fiduciales es 1.14** y 1.40**, una amplitud de ±10% de b, que es la misma amplitud que la resultante de las computación hechas antes de la eliminación de datos; los límites de confianza con respecto al valor medio de Y a cada valor de X son dados por las antes mencionadas gradientes (1.14** y 1.40**); (iv) el 95 por ciento de los fiduciales con respecto a los valores individuales de Y a cada valor de X es dado por las gradientes 0.63** y 1.91**, que representan ±50% de b, un valor menor que el obtenido previamente (±54%).

Para predecir el índice de densidad ponderado por medio del índice no ponderado, las coordenadas deben revertirse como anteriormente. El 95 por ciento de los límites fiduciales de la media de Y (el índice ponderado) a cada valor de X, lo dan las gradientes 0.75** y 0.89** ($b = 0.82^{**}$) lo que, a $X_j = 3.0$ cerca a $\overline{X}$, da una amplitud de 2.25 a 2.67, ó ±9% de bX_j; esto es ligeramente menos que el de las mismas estadísticas antes de la eliminación (±11%). Los límites de confianza de los valores individuales de Y a X_j son dados por las gradientes 0.48** y 1.16**. A $X_j = 3.0$, como anteriormente, la amplitud es 1.44 a 3.48, ó ±41% de bX_j. El error comparable antes de la eliminación fué ±53% de manera que, en este caso, la eliminación de datos produce una mejora notable.

Usando los valores anuales, el coeficiente de correlación es 0.99** y la gradiente 1.26**. El 95 por ciento de los límites de confianza de esta inclinación, que son los mismos para la media de Y a cada valor de X, lo dan las gradientes 1.18** y 1.34**, ó ±6% de b, una amplitud menor que la de las computaciones comparables antes de la eliminación de los datos

($\pm 9\%$ de b). Los límites de los valores individuales de Y a cada valor de X son dados por las gradientes 1.06** y 1.46**, ó $\pm 16\%$ de b, que es también una amplitud menor que la obtenida antes de la eliminación ($\pm 22\%$ de b).

En la predicción del índice ponderado anual mediante el índice de densidad no ponderado, el 95 por ciento de los límites de confianza de la media de Y a X_j lo dan las gradientes 0.75** y 0.85** ($b = 0.80$**). En consecuencia, la amplitud a $X_j = 3.0$ es de 2.25 a 2.55, ó $\pm 6\%$ de bX_j. Esto es menos que el valor trimestral (después de la eliminación de los datos) de $\pm 9\%$ y menos que el correspondiente valor anual ($\pm 8\%$) antes de la eliminación. Los límites de confianza de los valores individuales de Y a X_j son dados por las gradientes 0.68** y 0.92** ($b = 0.80$**). A $X_j = 3.0$ esta amplitud es de 2.04 a 2.76, ó $\pm 15\%$ de bX_j. Esto se compara favorablemente con el correspondiente error de estimación trimestral de $\pm 41\%$ y también con el correspondiente valor anual (antes de la eliminación) de $\pm 20\%$.

Consecuentemente, el error de predicción del índice ponderado por medio del índice no ponderado ha disminuído después de la eliminación de los datos; en estos términos la eliminación de los datos es una ventaja.

El índice de concentración no está significativamente correlacionado con el número de rectángulos de un grado antes de la modificación de los datos—aún después de la modificación del punto correspondiente a 1954:1—siendo los respectivos coeficientes $r = -0.0033$ y -0.31. Después de la eliminación de los datos el coeficiente de correlación es -0.19 el cual, una vez modificado el punto correspondiente a 1954:1, es -0.22. De manera que mientras el coeficiente de correlación aumenta en ambas series de datos por la modificación del punto que corresponde a 1954:1, el aumento es menor en la serie después de la eliminación. El gráfico no se reproduce porque los puntos no señalan una marcada diferencia con respecto a los puntos originales, en su distribución general.

La correlación entre la abundancia aparente (medida por el índice de densidad ponderado) y el número de rectángulos de un grado explotados fué originalmente -0.44*. Después de la eliminación fué -0.40*. Este es un resultado ligeramente más pobre que probablemente se debe sobre todo a los cambios en N resultantes de la eliminación de los datos.

Este efecto es superado mediante el uso del índice de densidad no ponderado para medir la abundancia aparente y haciendo caso omiso de la probabilidad que es el índice inferior; la correlación original de -0.50* se vuelve -0.44* después de la eliminación. Nuevamente, el variable y marcado efecto de la eliminación en N es probablemente responsable de este más pobre resultado. Los gráficos de cada índice de densidad contra

N (después de la eliminación) no han sido reproducidos por señalar muy poca diferencia con respecto a los gráficos originales.

Si se emplean los valores anuales, hay una correlación de −0.20 entre el índice de concentración y el número de rectángulos de un grado explotados; esto mejora mucho, como anteriormente, mediante la modificación de los datos de 1954:1, en donde *r* = *0.67*, que es mejor que el valor correspondiente (*r* = *0.53*) antes de la eliminación, a pesar de que tampoco es significativo. Hay una correlación de −0.87* entre el índice de densidad ponderado y el número de rectángulos de un grado explotados; el correspondiente valor antes de la eliminación era *r* = *0.94***. La correlación entre el índice no ponderado y el número de rectángulos de un grado explotados es, después de la eliminación, −0.92**.

De lo anteriormente expuesto pueden hacerse conclusiones similares a aquellas pertenecientes a los resultados antes de la eliminación.

Se ha sugerido que la mayoría, si no todas, de las relaciones consideradas en este estudio podrán ser mejoradas al combinar los datos correspondientes a ambas especies; el proceso de eliminación, en efecto inconstante al presente, podría entonces llegar a ser más consistente y significativo.

Los mapas que indican la distribución de los valores de la p.e./d.a. por rectángulos de un grado (Figuras 13a y 13b) proporcionan una base para los resultados anteriormente expuestos. Pueden haber interpretaciones erradas si los mapas se toman en su valor aparente. Primeramente, muchas entradas en las mayores y menores categorías (8.1 ó más toneladas e. d.a. y cero p.e. d.a., respectivamente) están basadas en el bajo esfuerzo. En consecuencia, en la Figura 13b puede apreciarse mejor las áreas importantes de pesca, mientras que la Figura 13a muestra todas las áreas en conjunto. En segundo lugar, las áreas más intensamente explotadas indican solamente promedios de los valores de la p.e./d.a., de modo que, en los mapas, no pueden ser muy notorias por sus altos valores. En tercer lugar, los cambios trimestrales en la distribución del esfuerzo de pesca no son determinados exclusivamente por el atún aleta amarilla.

Con respecto al atún aleta amarilla, las principales características de los cambios en la pesquería (Figuras 14a (i)-(iv) y 14b (i)-(iv)) han sido resumidas como sigue:

Primer trimestre: Las principales áreas de pesca son frente a México central, Centroamérica, parte septentrional de Sudamérica, y las Islas Revillagigedo y Galápagos. Casi no se realiza ninguna pesca en los bancos locales frente a la costa occidental de Baja California.

Segundo trimestre: Frente a México central, Centroamérica (particularmente), y los alrededores de las Islas Revillagigedo continúan

siendo las áreas preferidas, a pesar de que la región frente a la América Central, tal vez con la excepción del Golfo de Panamá, no ha sido tan productiva en años recientes como lo fué anteriormente. La pesquería se mueve al norte hacia los bancos locales y generalmente se retira de la región de Guayaquil frente a Ecuador y Perú.

Tercer trimestre: Este muestra la más específica distribución de la pesca. Las dos áreas principales son los bancos locales y frente a Ecuador. El área frente a la América Central se explota a veces bastante intensamente. La pesquería en el Golfo de Panamá, generalmente intensiva en el segundo trimestre, declina en el presente trimestre. El área frente a México central casi no es explotada en este tiempo, posiblemente debido a las condiciones no favorables del mar.

Cuarto trimestre: Usualmente continúa la pauta del tercer trimestre, aun cuando es evidente alguna difusión del esfuerzo. El área alrededor de las Islas Galápagos se explota con mayor intensidad que en los dos trimestres precedentes. Durante este y el siguiente trimestre (el primero) es que en ciertos años la pesquería parece extenderse al sur de los 5° S.

Generalmente, el barrilete predomina en los extremos norte y sur de la pesquería; de manera que en los dos últimos trimestres, cuando estas áreas son las preferidas, la pesca del barrilete excede a menudo a la del atún aleta amarilla. No obstante, el atún aleta amarilla evidentemente viene a ser más abundante que lo usual en el norte durante el tercer y cuarto trimestres y en el sur durante el cuarto trimestre.

LITERATURE CITED — BIBLIOGRAFIA CITADA

Alverson, F. G. and B. M. Shimada

1957 Eastern Pacific fishery for tuna baitfishes with particular reference to the anchoveta (*Cetenqraulis mysticetus*).
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 2, pp. 21-61 (English), pp. 62-79 (Spanish).

Beverton, R. J. H. and B. B. Parrish

1956 Commercial statistics in fish population studies.
Rapp. Proc. Verb., Conseil Int. Explor. Mer, Vol. 140, No. 1, Cont. No. 8, pp. 58-66.

Broadhead, G. C.

1957 Changes in the size structure of the yellowfin tuna population of the Tropical Eastern Pacific Ocean from 1947 to 1955.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 1, pp. 1-10 (English), pp. 11-20 (Spanish).

1959 Morphometric comparisons among yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus,* from the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Ibid., Vol. 3, No. 8, pp. 355-382 (English), pp. 383-391 (Spanish).

Cromwell, Townsend

1956 Eastropic expedition
Pacific Fisherman, July 1956, pp. 25-29.

1958 Thermocline topography, horizontal currents and "ridging" in the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 3, No. 3, pp. 133-152 (English), pp. 153-164 (Spanish).

Godsil, H. C.

1938 The high seas tuna fishery of California.
Calif. Div. Fish and Game, Fish Bull., No. 51, 41 pp.

Godsil, H. C. and E. C. Greenhood

1951 A comparison of the populations of yellowfin tuna, *Neothunnus macropterus,* from the eastern and central Pacific.
Ibid., No. 82, 33 pp.

Gulland, J. A.

1955 Estimation of growth and mortality in commercial fish populations.
Min. of Agric. and Fish (U. K.), Fish. Invest., Ser. 2, Vol. 18, No. 9, 47 pp.

1956 A study of fish populations by the analysis of commercial catches.
Rapp. Proc. Verb., Conseil Int. Explor. Mer, Vol. 140, No. 1, Cont. No. 2, pp. 21-29.

Marr, J. C.

1951 On the use of terms "Abundance", "Availability" and "Apparent abundance" in fishery biology.
Copeia, No. 2, pp. 163-169.

Posner, G. S.

1957 The Peru Current.
Bull. Bingham Oceanogr. Coll., Vol. 16, Art. 2, pp. 106-155.

Royce, W. F.

1953 Preliminary report on a comparison of the stocks of yellowfin tuna.
Proc. Indo-Pacific Fish. Council, 1952, Sec. 2, pp. 130-145.

Schaefer, M. B.

1952 Comparison of yellowfin tuna of Hawaiian waters and of the American west coast.
U. S. Dept. Int., Fish and Wildlife Serv., Fish Bull., Vol. 52, No. 72, pp. 353-373.

1957 A study of the dynamics of the fishery for yellowfin tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 6, pp. 245-268 (English), pp. 269-285 (Spanish).

1958 Report on the investigations of the Inter-American Tropical Tuna Commission for the year 1957.
Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Ann. Rept. for 1957, pp. 31-79 (English), pp. 80-134 (Spanish).

Schaefer, M. B. and J. C. Marr

1948 Contributions to the biology of the Pacific tunas.
U. S. Dept. Int., Fish and Wildlife Serv., Fish Bull., Vol. 51, No. 44, pp. 185-206.

Scofield, W. L.

1951 Purse-seine and other roundhaul nets in California.
Calif. Div. Fish and Game, Fish Bull., No. 81, 83 pp.

Shimada, B. M.

1958 Geographical distribution of annual catches of yellowfin and skipjack tuna of the Eastern Tropical Pacific Ocean, from log-book records, 1952-1955.

Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Bull., Vol. 2, No. 7, pp. 285-354 (English), pp. 355-363 (Spanish).

Shimada, B. M. and M. B. Schaefer

1956 A study of changes in fishing effort, abundance, and yield for yellowfin and skipjack in the Eastern Tropical Pacific Ocean. Ibid., Vol. 1, No. 7, pp. 347-421 (English), pp. 422-469 (Spanish).

Snedecor, G. W.

1937 Statistical methods applied to experiments in agriculture and biology.

Edit. 5, Iowa State College Press, Ames, Iowa, xiii + 534 pp.